

## Bildungsverläufe im Mikrozensuspanel 1996-1999: Besuch der gymnasialen Oberstufe bis zum Abitur

Schimpl-Neimanns, Bernhard

Veröffentlichungsversion / Published Version  
Arbeitspapier / working paper

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:  
GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Schimpl-Neimanns, B. (2005). *Bildungsverläufe im Mikrozensuspanel 1996-1999: Besuch der gymnasialen Oberstufe bis zum Abitur*. (ZUMA-Arbeitsbericht, 2005/02). Mannheim: Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen -ZUMA-.  
<https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-200600>

### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

### Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

*ZUMA-Arbeitsbericht Nr. 2005/02*

**Bildungsverläufe im Mikrozensuspanel 1996-1999:  
Besuch der gymnasialen Oberstufe bis zum Abitur**

Bernhard Schimpl-Neimanns

Juli 2005 (November 2006)

ISSN 1437-4110

ZUMA  
Quadrat B2, 1  
Postfach 12 21 55  
68072 Mannheim  
Telefon: +49 621-1246-263  
Telefax: +49 621-1246-100  
E-mail: [schimpl-neimanns@zuma-mannheim.de](mailto:schimpl-neimanns@zuma-mannheim.de)



## **Zusammenfassung**

Mit der Zusammenführung der Querschnittserhebungen des Mikrozensus 1996 bis 1999 zu einem Paneldatensatz eröffnen sich für die Forschung neue Potenziale. Es entstehen jedoch Probleme durch Panelausfälle, da nach dem Prinzip der Flächenstichprobe die aus dem Auswahlbezirk wegziehenden Haushalte und Personen nicht weiter befragt werden.

Der Bericht beschreibt am Beispiel des Besuchs der gymnasialen Oberstufe bis zum Abitur die Analysemöglichkeiten von Bildungsverläufen mit dem Mikrozensuspanel. Die Vergleiche mit der amtlichen Bildungsstatistik und Analysen zur Antwortstabilität weisen auf Erhebungs- und Abgrenzungsprobleme im Mikrozensus hin. Es wird deutlich, dass Schüler bzw. Absolventen allgemein bildender Schulen und beruflicher Schulen nicht den Definitionen entsprechend unterscheidbar sind.

Bei der Analyse von Bildungsübergängen werden zur Aufklärung selektiver Ausfälle log-lineare Pfadmodelle verwendet. Die Ergebnisse eines mit der beruflichen Stellung des Familienvorstands zusammenhängenden Ausfalls sprechen für die Annahme bedingt zufälliger Ausfälle ("missing at random"). Es gibt allerdings auch Hinweise auf nicht ignorierbare Ausfallmechanismen, insofern Ausfälle mit dem Status vor dem Ausfall und dem Status beim Ausfall verbunden sind. Werden unter der Annahme bedingt zufälliger Ausfälle gewichtete Analysen zur Zahl der Abiturienten durchgeführt, kann eine gute Anpassung der Ergebnisse des Mikrozensuspanels an die Bildungsstatistik erreicht werden.

## **Abstract**

Cross-sectional data from the German Microcensus between 1996 and 1999 have been compiled as a rotating panel dataset, providing the scientific community with a rich source of longitudinal data. The German Microcensus is based on an area sample; households that have moved are not tracked. Some non-coverage and missing data have thus to be taken into account.

The paper uses Microcensus-Panel data on secondary school education to illustrate how the data can be used to analyse educational transitions (from the second stage of academic secondary schooling to completing the final secondary school leaving certificate Abitur). A comparison of the Microcensus data with data from official Education Statistics and analyses on item stability point to certain limitations in data collection and definitions used in the Microcensus. For example, it is not possible to distinguish adequately between students or graduates from general education schools and those from vocational schools.

In the analysis of educational transitions, log-linear path models are used to examine possible selective panel attrition. Attrition correlates with the employment status of the family head, indicating that the data are missing at random. Since attrition is associated with the status at the previous wave and the current wave, however, there are also some indications of nonignorable nonresponse mechanisms, as well. Assuming "missing at random", the estimates of Abitur graduates based on the weighted Microcensus-Panel show a good adaptation to figures from the official Education Statistics.

---

## Inhalt

1. Einleitung .....	1
2. Datenbeschreibung des Mikrozensuspanels 1996-1999 .....	3
3. Erste Ergebnisse zum Besuch der gymnasialen Oberstufe und dem Abschluss mit dem Abitur .....	4
3.1 Ausgangsinformationen und Vorgehensweise bei der Ermittlung des Abschlusses..	4
3.2 Abiturienten 1996 - 1999 .....	9
3.3 Bildungsverläufe bis zum Abitur .....	11
3.4 Zur Qualität der Angaben zum Abschluss .....	18
4. Vergleiche mit der Bildungsstatistik .....	21
4.1 Absolventen mit Allgemeiner Hochschulreife und Fachhochschulreife.....	22
4.2 Besucher der gymnasialen Oberstufe und beruflicher Schulen .....	26
5. Statistische Modelle zum Ausfall im Mikrozensuspanel .....	30
5.1 Modelle für den bis 1999 erreichten Abschluss .....	34
5.2 Modelle für einzelne Statusübergänge .....	40
6. Zusammenfassung und Bewertung der Selektivitätsprobleme .....	47
Literatur .....	51
Anhang.....	55

## 1. Einleitung<sup>1</sup>

Zur Datenlage in der empirischen Bildungsforschung wurden in den letzten Jahren in verschiedenen Berichten gravierende Lücken hinsichtlich längsschnittlicher Informationen und von Angaben zur sozialen Stellung der Eltern festgestellt (Avenarius et al. 2003; Büchel und Weißhuhn 1995; Schmidt und Weishaupt 2004; Weishaupt und Fickermann 2001; Weißhuhn 2001). In Bezug auf Bildungsverläufe liegen zu den Übergängen der Schüler zwischen den einzelnen Schulformen des allgemein bildenden und beruflichen Schulwesens sowie zu Übergängen nach Abschluss der Erst- oder Zweitausbildung im allgemein bildenden und beruflichen Schulsystem praktisch keine Angaben vor. Die wenigen Studien der empirischen Bildungsforschung beziehen sich meist nur auf eine regional begrenzte Auswahl bestimmter Schulformen und sind teilweise veraltet (Bellenberg 1999). Die Daten der amtlichen Bildungsstatistik sind als Querschnitts- und Anstaltsbefragungen nicht in der Lage, über Schulkarrieren Aussagen zu machen. Das heißt, Kontinuitäten und Brüche, Schulwechsel und Wiederholungen oder Chancen eines erfolgreichen Schulbesuchs sind nicht ausreichend darstellbar. Mithilfe der Querschnittsdaten der amtlichen Bildungsstatistik – und ggf. zusätzlichen Schätzungen von Übergangsströmen auf der Basis anderer Daten – können zwar summarisch Nettoveränderungen des Schulbesuchs berechnet werden (siehe Reinberg und Hummel 2002), um jedoch Unterbrechungen der Schullaufbahnen von Abbrüchen korrekt zu unterscheiden (Gangl und Müller 1999: 71) und um beschreiben zu können, durch welche Übergänge diese Nettoveränderungen zustande kommen, sind Verlaufsdaten erforderlich.

Die bildungspolitische Diskussion um die Ergebnisse der Pisa-Untersuchung zur sozialen Selektivität der Bildungsbeteiligung im Sekundarbereich (Baumert et al. 2000) hat darüber hinaus wieder darauf aufmerksam gemacht, dass in der amtlichen Bildungsstatistik Informationen über sozioökonomische Merkmale des Elternhauses der Schüler vollständig fehlen.

Vor dem Hintergrund dieser Datenlücken wurde deshalb in einem Gutachten für das Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) die Frage der Verwendbarkeit von Daten des Mikrozensus für Längsschnittanalysen aufgeworfen (Weißhuhn 2001: 82). Der Mikrozensus bietet neben seinem enormen Stichprobenumfang und der infolge der Auskunftspflicht sehr hohen Ausschöpfungsquote als Haushaltsbefragung für die Bildungsforschung insbesondere in Bezug auf sozioökonomische Faktoren eine Reihe weiterer Analysepotenziale. So

---

<sup>1</sup> Für Kommentare und hilfreiche Anregungen zu einer früheren Fassung danke ich Edin Basic, Siegfried Gabler, Ulrich Pötter, Rolf Porst, Ulrich Rendtel und Christof Wolf. Dieser Bericht entstand im Rahmen des Methodenverbundprojekts „Aufbereitung und Bereitstellung des Mikrozensus als Panelstichprobe“, das durch das BMBF finanziell gefördert wird (Förderkennzeichen 07SWF06B). Die Überarbeitung vom November 2006 bezieht sich auf die Klassifikation des Verfahrens in Kapitel 5.

können bei Analysen der sozialen Ungleichheit der Bildungsbeteiligung Merkmale der Absolventen einer schulischen oder beruflichen Ausbildung mit Angaben der sozialen Stellung der Familie (z. B. Bildung und Beruf der Eltern, Familiennettoeinkommen etc.) zusammengeführt werden.

Die Verwendung von Längsschnittinformationen des Mikrozensus durch die Zusammenführung der Stichprobeneinheiten ist rechtlich erst seit dem Mikrozensusgesetz von 1996 möglich. Nach dem Prinzip der Flächenstichprobe werden allerdings die aus dem Auswahlbezirk wegziehenden Haushalte und Personen nicht weiter befragt, sondern durch die nachziehenden Bewohner ersetzt. Damit stehen alle Verlaufsanalysen von Merkmalen, die mit räumlicher Mobilität zusammenhängen, unter dem Risiko selektiver Ausfälle. Die zentrale Aufgabenstellung in dem Projekt "Methodenverbund Mikrozensuspanel"<sup>2</sup> liegt deshalb darin, die Analysepotenziale zu evaluieren, dabei insbesondere die mit räumlicher Mobilität verbundenen Selektivitätsprobleme zu untersuchen, und geeignete Korrekturverfahren zu entwickeln.

Das vorliegende Arbeitspapier behandelt die Analysemöglichkeiten von Bildungsverläufen am Beispiel des Besuchs der gymnasialen Oberstufe bis zum Abitur. Diese auf den ersten Blick vielleicht einfach erscheinende Fragestellung stellt hinsichtlich der fehlenden Weiterverfolgung wegziehender Personen und der auf eine Berichtswoche fixierten Querschnittsbefragung besondere Anforderungen. Nach dem Konzept der Berichtswoche<sup>3</sup> werden Angaben zum Schulbesuch und Bildungsabschluss im Mikrozensus jährlich im Frühjahr erfragt. Da aber der erfolgreiche Abschluss der gymnasialen Oberstufe erst später, zum Ende des Schuljahres, feststeht, kann erst in der Befragung ein Jahr darauf ermittelt werden, welche Schüler das Abitur erreicht haben. Die entscheidende Voraussetzung hierfür ist, dass die Absolventen den ausgewählten Haushalt des Auswahlbezirks bis dahin nicht verlassen haben. Allerdings ist mit selektiven Ausfällen zu rechnen, da ein Teil der Abiturienten aus Gründen der Weiterbildung umzieht.

Der Bericht ist wie folgt aufgebaut. Nach der Beschreibung der Daten des Mikrozensuspanels werden erste Ergebnisse des ermittelten Abiturabschlusses vorgestellt. Deskriptive Vergleiche der Schüler- und Abiturientenzahlen der Bildungsstatistik und des Mikrozensuspanels stehen

---

<sup>2</sup> Die Voraussetzungen für die Erschließung der Daten für die Forschung werden durch das vom BMBF und der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG) finanzierte Projekt "Aufbereitung und Bereitstellung des Mikrozensus als Panelstichprobe" geschaffen. Projektpartner sind das Statistische Bundesamt, das Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen, die Freie Universität Berlin (Prof. Dr. U. Rendtel; DFG-Projekt) und ZUMA. Siehe [http://www.destatis.de/mv/mzpanel\\_start.htm](http://www.destatis.de/mv/mzpanel_start.htm) und [http://www.gesis.org/Dauerbeobachtung/GML/BMBF/BMBF\\_panel.html](http://www.gesis.org/Dauerbeobachtung/GML/BMBF/BMBF_panel.html).

<sup>3</sup> Berichtswoche ist in der Regel die letzte feiertagsfreie Woche im April eines Jahres.

im Zentrum des vierten Abschnittes. Dabei werden auch Fragen zur Konsistenz der Bildungsangaben aufgegriffen, die mit den Paneldaten erstmals untersuchbar sind. Anschließend folgen Ergebnisse multivariater Analysen zum Ausfall bzw. Wegzug im Mikrozensuspanel. Der Bericht schließt mit einer zusammenfassenden Einschätzung zu den Analysemöglichkeiten des Mikrozensuspanels für Bildungsverläufe und einer Beurteilung der Selektivitätsprobleme.

## **2. Datenbeschreibung des Mikrozensuspanels 1996-1999**

Mit einem Stichprobenumfang von einem Prozent der Personen und Haushalte werden im Mikrozensus seit 1957 jährlich vielfältige Informationen über die demografische, soziale und wirtschaftliche Struktur der Bevölkerung erhoben. Aufgrund der Auskunftspflicht liegt die Teilnahmequote der Haushalte bei rund 97 Prozent. In Bezug auf das Stichprobendesign ist der Mikrozensus als einstufig geschichtete Klumpen- bzw. Flächenstichprobe und als Rotationspanel gekennzeichnet (Heidenreich 2002; Meyer 1994; Statistisches Bundesamt 1999a).

Die Primäreinheiten bilden über 40.000 Auswahlbezirke (Klumpen). Sie bestehen aus benachbarten Wohnungen, die auf Basis von Ergebnissen der Volkszählung 1987 bzw. des Zentralen Einwohnerregisters in den neuen Bundesländern unter Berücksichtigung der Gebäudegrößenklasse gebildet wurden. Die Auswahlbezirke umfassen durchschnittlich etwa neun Wohnungen. Alle Haushalte und Personen, die in den ausgewählten Klumpen wohnen, sind als (sekundäre) Erhebungseinheiten zu befragen. Neben der so genannten fachlichen Schichtung nach der Gebäudegrößenklasse sind die Primäreinheiten nach Bundesland und 214 Regionalschichten geschichtet.

Schon beim Start des Mikrozensus waren Wiederholungsbefragungen zur Erfassung von Veränderungen geplant (Herberger 1973). Durch die Einführung der partiellen Rotation ab Oktober 1962 wurden diese Auswertungen prinzipiell möglich, jedoch insgesamt wenig genutzt, und waren schließlich ab 1982 infolge von Löschungsvorschriften zur Längsschnittidentifikation der Stichprobeneinheiten nicht mehr realisierbar. Nach dem derzeitigen Stichprobendesign des Mikrozensus verbleiben die Auswahlbezirke und die darin wohnenden Personen vier Jahre lang in der Befragung. Jährlich wird ein Viertel der Auswahlbezirke ausgetauscht, d. h. es liegen für maximal vier Jahre Verlaufsangaben vor.

Erst seit dem Mikrozensusgesetz 1996 können die statistischen Ämter wieder die Ordnungsnummern zum Zusammenführen der Stichprobeneinheiten des Mikrozensus über die unterschiedlichen Erhebungszeitpunkte hinweg nutzen. Allerdings entstehen durch das Flächenstichprobenprinzip einige Probleme. Bei der Bildung von Längsschnitten muss berücksichtigt werden, dass wegziehende Haushalte und Personen nicht weiterverfolgt, sondern durch zuzie-



hende Haushalte und Personen ersetzt werden.<sup>4</sup> Für wegziehende Einheiten fehlen also alle Angaben nach dem Wegzug, für zuziehende Einheiten fehlen, bis auf wenige Retrospektivfragen, alle Angaben zum Status vor dem Zuzug.

Das hier verwendete Panelfile basiert auf den vom Statistischen Bundesamt zusammengeführten Querschnittserhebungen eines Rotationsviertels und umfasst den Zeitraum von 1996 bis 1999. Bei den ersten Versuchen der Zusammenführung zeigten sich Probleme aufgrund von im Zeitverlauf inkonsistenten Ordnungsnummern. Nicht zusammengeführt werden konnten Personen in Gemeinschaftsunterkünften (u. a. Alten- oder Studentenwohnheime). Auf Personenebene konnten, zum Teil erst nach umfangreichen manuellen Korrekturen, circa 97 Prozent der Sätze verknüpft werden, wobei für rund 124.000 räumlich immobile Personen vollständige Verlaufsangaben von 1996 bis 1999 vorliegen. Auf Haushaltsebene konnten rund 90 Prozent der Haushalte zusammengeführt werden, davon liegen für rund 57.000 Haushalte vollständige Informationen für den Zeitraum 1996-1999 vor (Heidenreich 2002; Herter-Eschweiler 2003: 50-53). Das Arbeitsfile des Methodenverbundprojekts, mit dem die inhaltlichen und methodischen Fragen der Stichprobenselektivität untersucht werden, ist eine faktisch anonymisierte 60-Prozent-Substichprobe von Auswahlbezirken, wobei alle Haushalte eines ausgewählten Auswahlbezirks enthalten sind. Bezogen auf Privathaushalte entspricht das File einer 65-Prozent-Haushaltssubstichprobe.

### **3. Erste Ergebnisse zum Besuch der gymnasialen Oberstufe und dem Abschluss mit dem Abitur**

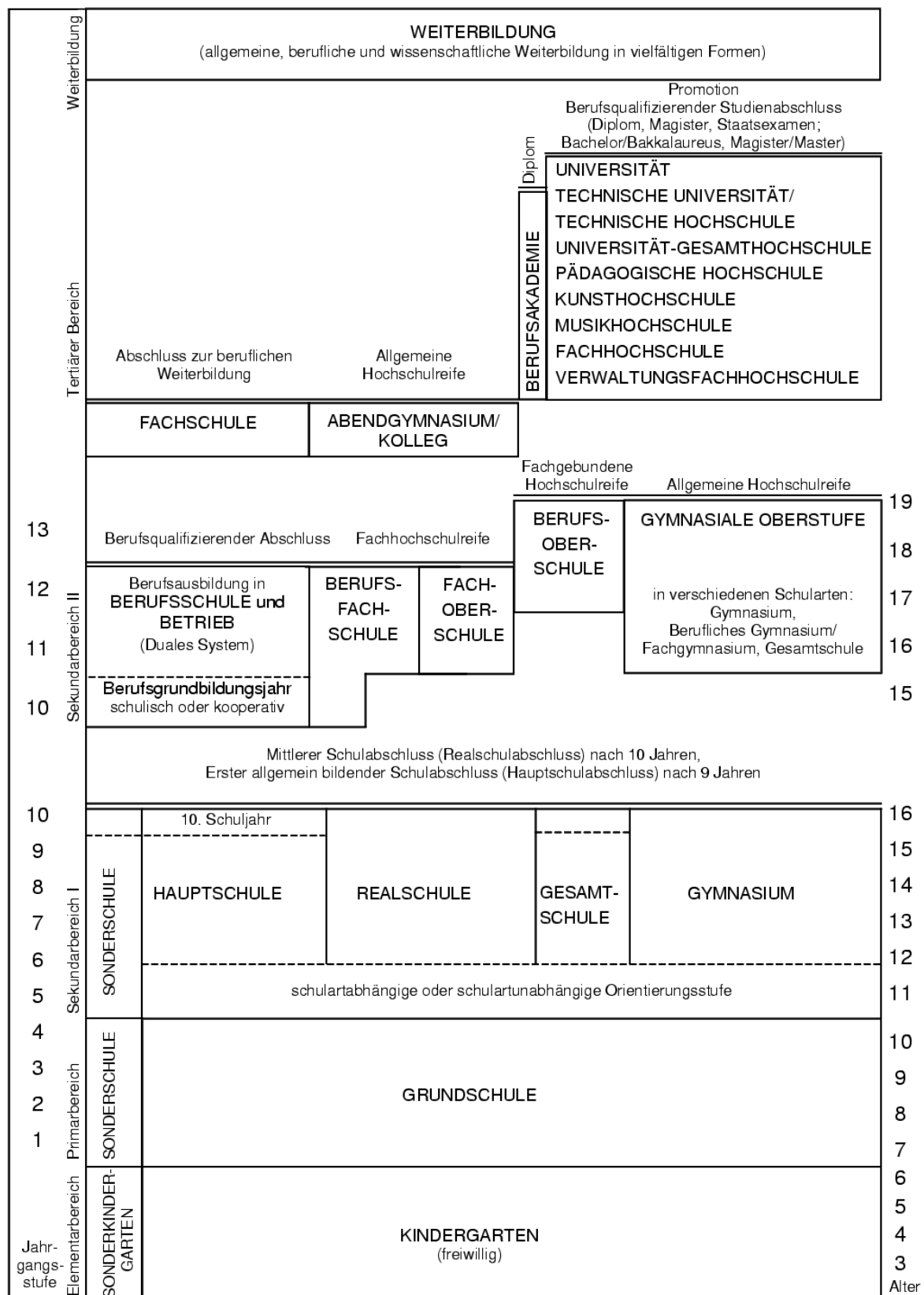
#### **3.1 Ausgangsinformationen und Vorgehensweise bei der Ermittlung des Abschlusses**

Der Besuch der gymnasialen Oberstufe (Klassenstufe 11-13; Sekundarstufe II) folgt in der Regel im Anschluss an die 10. Klasse (Sekundarstufe I). In Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt und Thüringen kann das Abitur bereits nach 12 Schuljahren erreicht werden.<sup>5</sup> Die gymnasiale Oberstufe umfasst in diesen Fällen die Klassenstufen 10-12 oder 11-12. Den Kern der gymnasialen Oberstufe bilden das Gymnasium, die Integrierte Gesamtschule sowie Freie Waldorfschulen. In manchen Bundesländern gehören aber auch berufliche Gymnasien oder Fachgymnasien dazu. Die Ständige Konferenz der Kultusminister der Länder in der Bundesrepublik Deutschland (KMK) fasst deshalb unter der gymnasialen Oberstufe verschiedene Schularten zusammen (siehe Abb. 1).

---

<sup>4</sup> Auf die Weiterbefragung umgezogener Haushalte wurde aus organisatorischen Gründen verzichtet, da die neuen Adressen nur aufwendig und unvollständig zu ermitteln waren (Herberger 1973: 63).

<sup>5</sup> Die Beschreibung bezieht sich auf den Zeitraum bis Ende der 1990-er Jahre. Mittlerweile haben eine Reihe von Ländern Reformen zur Verkürzung auf eine zwölfjährige Dauer bis zum Abitur beschlossen.

**Abbildung 1: Grundstruktur des Bildungswesens in der Bundesrepublik Deutschland**

Quelle: KMK 2001

Als reguläre Abschlüsse werden die Allgemeine Hochschulreife (Abitur) und die Fachgebundene Hochschulreife vergeben. In einzelnen Bundesländern wird bei vorliegendem Versetzungszeugnis in die 13. (bzw. 12.) Klasse der Abschluss der Fachhochschulreife vergeben, die eigentlich ein beruflicher Bildungsabschluss ist. Neben der Fachhochschulreife können sowohl die Fachgebundene Hochschulreife als auch die Allgemeine Hochschulreife auch an beruflichen Schulen erlangt werden (KMK 2003).

Diese länderspezifischen Unterschiede im Rahmen von Mehrthemenumfragen zu erfassen stellt eine große Herausforderung dar. Im Mikrozensus stehen für die Ermittlung des Bildungswegs in der gymnasialen Oberstufe bis zum Abitur jährlich Angaben zum Schulbesuch und zum erreichten Bildungsabschluss zur Verfügung. Die Frage, ob man gegenwärtig eine Schule besucht, wird allen Befragten gestellt. Falls dies bejaht wird, geben die Befragten im Anschluss daran die Art der besuchten Schule an. Besucher einer allgemein bildenden Schule sollen die besuchte Klassenstufe (1-4, 5-10, 11-13) ankreuzen (siehe Abb. 2). Die jeweilige Schulart (Haupt-/Realschule, Gymnasium usw.) wird seit 1991 nicht mehr erfasst.<sup>6</sup>

Im Unterschied zur Darstellung der Bildungsstruktur in Abbildung 1 gehören aber im Mikrozensus Besucher beruflicher Gymnasien und Fachgymnasien zu beruflichen Schulen. In Bezug auf solche Abgrenzungsfragen ist darauf hinzuweisen, dass Befragte, die sich für eine schriftliche Beantwortung mittels Selbstausfüller-Fragebogen entschieden haben, im Fragebogen keine weiteren Erläuterungen zu den abgefragten Begriffen erhalten.<sup>7</sup> Schüler oder Eltern werden deshalb die Fragen auf Basis ihrer Alltagsdefinition beantworten. Lediglich im Interviewerhandbuch werden die zur gymnasialen Oberstufe gehörenden Schularten aufgeführt: Gymnasien, Integrierte Gesamtschulen, Freie Waldorfschulen, Sonderschulen,<sup>8</sup> Abendgymnasien und Kollegs. Laut Interviewerhandbuch zählen die folgenden Schulen, an denen ebenfalls die Allgemeine oder Fachgebundene Hochschulreife und die Fachhochschulreife erworben werden können, zu den beruflichen Schulen: Fachoberschulen, Fachgymnasien/Berufliche Gymnasien und Technische Oberschulen.

---

<sup>6</sup> Aus Sicht der Bildungsforschung wird dies als "besonders ärgerlich" wahrgenommen (Weishaupt und Fickermann 2001: 46), da dadurch wichtige Besonderheiten des deutschen Schulsystems ausgeblendet werden.

<sup>7</sup> Rund 15 Prozent aller Angaben stammen aus schriftlichen Auskünften.

<sup>8</sup> Sonderschulen zählen laut KMK nicht zur gymnasialen Oberstufe. An einigen Sonderschulen kann auch das Abitur erworben werden, die Zahl von Sonderschülern in den Klassen 11-13 ist sehr gering.

**Abbildung 2: Fragen zum gegenwärtigen Besuch von Hochschule, Schule, Kindergarten**

22	Für Kinder im Alter bis zu 14 Jahren: <b>Besucht</b> das <b>Kind</b> , für das Sie antworten, gegenwärtig den <b>Kindergarten</b> , die <b>Kinderkrippe</b> oder den <b>Kinderhort</b> ?	Ja..... <input type="checkbox"/> 1
	Nein..... <input type="checkbox"/> 8	
23	<b>Für alle Befragten: Besuchen Sie</b> (oder das Kind, für das Sie antworten) <b>gegenwärtig eine Schule</b> (auch berufliche Schule) oder eine <b>Hochschule</b> (auch Fachhochschule)?	Ja..... <input type="checkbox"/> 1
	<i>Bitte weiter mit 31</i> ← Nein..... <input type="checkbox"/> 8	
23a	Um <b>welche Schule oder Hochschule</b> handelt es sich dabei?	
	Allgemeinbildende Schule - und zwar ...	
	Klassenstufe 1 bis 4 .....	<input type="checkbox"/> 1
	Klassenstufe 5 bis 10 .....	<input type="checkbox"/> 2
	Klassenstufe 11 bis 13 (gymnasiale Oberstufe) .....	<input type="checkbox"/> 3
	Berufliche Schule .....	<input type="checkbox"/> 4
	Fachhochschule .....	<input type="checkbox"/> 5
	Hochschule .....	<input type="checkbox"/> 6

**Abbildung 3: Fragen zur Aus- und Weiterbildung**

Für Personen im Alter von 15 Jahren und älter, die keine allgemeinbildende Schule besuchen: → <i>Bitte weiter mit 106</i>	
Für Personen im Alter von 15 Jahren und älter, die gegenwärtig eine allgemeinbildende Schule besuchen: → <i>Bitte weiter mit 107 [Fragen zum berufl. Ausbildungsabschl.]</i>	
Für Personen im Alter bis zu 14 Jahren: → <i>Bitte weiter mit 117</i>	
106	Haben Sie einen <b>allgemeinen Schulabschluß</b> ?
	Ja..... <input type="checkbox"/> 1
	<i>Bitte weiter mit 107</i> { Nein..... <input type="checkbox"/> 8
	Keine Angabe..... <input type="checkbox"/> 9
106a	<b>Welchen höchsten allgemeinen Schulabschluß</b> haben Sie?
	<i>Bitte weiter mit 107</i> { Haupt-(Volks-)schulabschluß..... <input type="checkbox"/> 1
	Abschluß der allgemeinbildenden polytechnischen Oberschule in der ehemaligen DDR..... <input type="checkbox"/> 2
	Realschulabschluß (Mittlere Reife) oder gleichwertiger Abschluß..... <input type="checkbox"/> 3
	Fachhochschulreife..... <input type="checkbox"/> 4
	<i>Bitte weiter mit 107</i> ← Allgemeine oder fachgebundene Hochschulreife (Abitur)..... <input type="checkbox"/> 5
	Keine Angabe..... <input type="checkbox"/> 9
<i>[ nur 0,45%- Unterstichprobe ]</i>	
106b	Haben Sie Ihren <b>Abschluß</b> (Realschulabschluß, Fachhochschulreife oder Hochschulreife) <b>an</b> einer <b>allgemeinbildenden Schule</b> oder an einer <b>beruflichen Schule</b> erworben?
	Bitte beachten Sie die Erläuterungen zu dieser Frage!
	Allgemeinbildende Schule..... <input type="checkbox"/> 1
	Berufliche Schule..... <input type="checkbox"/> 2
	Keine Angabe..... <input type="checkbox"/> 9

Im Mikrozensus richten sich Fragen zum allgemeinen Schulabschluss nur an Personen im Alter von 15 Jahren und älter, die keine allgemein bildende Schule besuchen (siehe Abb. 3). An eine Unterstichprobe mit variablem Auswahlatz von durchschnittlich 0,45 Prozent der Haushalte wird im Rahmen der in den Mikrozensus integrierten EU-Arbeitskräfteerhebung die Frage gestellt, an welcher Schulform der Abschluss erreicht wurde. Der Zeitpunkt des Abschlusses wird erst ab 1999 im Rahmen der Unterstichprobe erfragt, jedoch ist diese Information nicht im Panelfile enthalten.<sup>9</sup> Für Besucher allgemein bildender Schulen liegen somit keine Angaben über den zum Befragungszeitpunkt bereits erreichten Schulabschluss vor.

Während die Mikrozensususerhebung in der Regel im April durchgeführt wird, liegt das Abitur teilweise erst im Juni oder Juli, am Ende des Schuljahres, vor.<sup>10</sup> Aus diesen Gründen kann ein erfolgreicher Bildungsweg nur im Vergleich von aufeinander folgenden Befragungen ermittelt werden. Dabei wird wie folgt verfahren: Ist zu einem Zeitpunkt (z. B. 1996) der Besuch der gymnasialen Oberstufe angegeben, im Folgejahr (z. B. 1997) jedoch nicht mehr, und wird zu diesem Zeitpunkt (z. B. 1997) erstmals der Abschluss Fachhochschulreife bzw. Allgemeine oder Fachgebundene Hochschulreife genannt, kann davon ausgegangen werden, dass dieser Abschluss zum Ende des letzten Schuljahres (z. B. 1996) erfolgt ist. Hierzu ein weiteres Beispiel: Für Schüler, die 1996 die 11. Klasse besuchen und bei einem regulären Schulverlauf 1998 die Oberstufe mit dem Abitur abschließen, kann dieses Ereignis erst im Mikrozensus 1999 festgestellt werden.

Da die Beobachtungszeit des Mikrozensuspanels auf maximal vier Jahre begrenzt ist, sind bei Schülern mit Klassenwiederholungen Untererfassungen des Abschlusses zu erwarten. Unter Kontrolle des Alters sollte jedoch eine Absolventenquote näherungsweise berechnet werden können. Dieses Vorgehen setzt allerdings voraus, dass die Absolventen bis dahin nicht fortgezogen sind. Die daraus folgenden Schwierigkeiten reduzieren sich, sofern die Abiturienten bei einem Umzug – beispielsweise an den Hochschulort – noch ihren früheren (Haupt-) Wohnsitz als Nebenwohnsitz beibehalten.

---

<sup>9</sup> Um die Belastung der Befragten durch Zusatz- und Ergänzungsfragen zu verringern, werden die Fragen der EU-Arbeitskräfteerhebung den ausgewählten Haushalten der Substichprobe nicht jedes mal gestellt. Bis auf wenige Ausnahmen werden diese Fragen in der vierten und letzten Erhebung nicht mehr gestellt.

<sup>10</sup> Diese Angaben beziehen sich auf das Fragenprogramm der Querschnitterhebungen bis 2004. Seit 2005 wird der Mikrozensus unterjährig durchgeführt, so dass für das ganze Jahr Angaben vorliegen. In diesem Zusammenhang sind unter anderem die Fragen zum Besuch von Hochschulen und Schulen geändert worden. Erfragt wird nun der Schulbesuch in den letzten vier Wochen sowie in den letzten zwölf Monaten. Darüber hinaus geben die Befragten an, in welchen Jahren sie ihren höchsten allgemeinen und beruflichen Abschluss erreicht haben.

### 3.2 Abiturienten 1996 - 1999

Zur Ermittlung der Abiturienten werden aus dem Mikrozensuspanel alle erfolgreich zusammengeführten Personen ausgewählt, die einen Besuch der gymnasialen Oberstufe in einem der Erhebungszeitpunkte 1996-1999 angaben. Im Folgenden wird der sprachlichen Einfachheit halber zum Abitur (Allgemeine und Fachgebundene Hochschulreife) auch die Fachhochschulreife gerechnet. Um Vergleiche mit den nur für Querschnitte vorliegenden Daten der Bildungsstatistik zu ermöglichen, werden alle Personen berücksichtigt, die an mindestens einer Befragung teilgenommen haben. Tabelle 1 enthält die ungewichteten Fallzahlen der so ermittelten Bestände und Veränderungen zum Besuch der gymnasialen Oberstufe von 1996 bis 1999. Auffällig ist die hohe Mobilität. Die Zu- und Abgänge summieren sich auf jeweils rund 50 Prozent des entsprechenden Anfangsbestandes.

Unter den Zugängen aus anderen Schulformen befinden sich überwiegend Schüler der Sekundarstufe I. Zu erwarten wäre, dass diese Zugänge aus der Sekundarstufe I etwa dem Umfang einer von drei Klassenstufen entsprechen, also rund einem Drittel (bzw. der Hälfte bei zwölfjährigem Regelschulbesuch). Im Mikrozensuspanel betragen diese Zugänge aber etwa 40 bis 45 Prozent und liegen damit deutlich höher.

Hinsichtlich der Abgänge ist festzustellen, dass rund 17 bis 19 Prozent der Schüler eines Jahrgangs die gymnasiale Oberstufe verlassen und zu anderen Schulen wechseln oder keine Schule mehr besuchen. Betrachtet man diese Gruppe am Beispiel des Übergangs 1996/97, zeigt sich folgendes Muster: Von den Personen, die 1996/97 die gymnasiale Oberstufe verlassen haben ( $n=303$ ), gehen 1997 die meisten Schüler in eine berufliche Schule (41,9 %), gefolgt von Wechseln in die Sekundarstufe I einer allgemein bildenden Schule (26,7 %),<sup>11</sup> Personen ohne Schulbesuch (23,1 %) und Besuchern der Fachhochschule oder Hochschule (8,3 %).

Im Allgemeinen würde man annehmen, dass die Schüler, die bis zur 11. Klasse der Oberstufe aufgerückt sind, überwiegend bis zum Abitur dort verbleiben. Deshalb erscheint der Anteil von Übergängen in berufliche Schulen überraschend hoch. Bei der Teilgruppe der Fachhochschul- und Hochschulbesucher (8,3 %) wird kein Abschluss mit dem Abitur festgestellt. Dies ist darauf zurückzuführen, dass für 1997 für diese Gruppe keine entsprechenden Abschlussangaben vorliegen.

---

<sup>11</sup> Dieser mit rund 27 Prozent recht hohe Anteil von Schülern, die in die Sekundarstufe I wechseln, verweist im Zusammenhang mit weiteren im Längsschnitt zu beobachtenden Wechseln auf eine wenig trennscharfe Unterscheidung zwischen den Klassenstufen 5-10 und 11-13.

**Tabelle 1: Besucher der gymnasialen Oberstufe im Mikrozensuspanel 1996-1999**

<b>Bestand und Bestandsentwicklung</b>	<b>Insg. n</b>	<b>in %</b>	<b>West n</b>	<b>in %</b>	<b>Ost n</b>	<b>in %</b>
Besucher der gymnasialen Oberstufe, April 1996	1.609	100	1.378	100	231	100
- Abgänge						
Abitur April 1997	313	19,5	261	18,9	52	22,5
Wechsel in andere Schulen etc. 1996/97	303	18,8	264	19,2	39	16,9
Ausfälle 1996/97	147	9,1	125	9,1	22	9,5
+ Zugänge						
Wechsel aus anderen Schulen 1996/97	717		611		106	
Stichprobenzugang; 1996 nicht Befragte	125		111		14	
= Besucher der gymnasialen Oberstufe, April 1997	1.688	100	1.450	100	238	100
- Abgänge						
Abitur April 1998	333	19,7	273	18,8	60	25,2
Wechsel in andere Schulen etc. 1997/98	284	16,8	244	16,8	40	16,8
Ausfälle 1997/98	161	9,5	136	9,4	25	10,5
+ Zugänge						
Wechsel aus anderen Schulen 1997/98	692		597		95	
Stichprobenzugang; 1997 nicht Befragte	127		118		9	
= Besucher der gymnasialen Oberstufe, April 1998	1.729	100	1.512	100	217	100
- Abgänge						
Abitur April 1999	332	19,2	285	18,8	47	21,7
Wechsel in andere Schulen etc. 1998/99	296	17,1	262	17,4	34	15,7
Ausfälle 1998/99	177	10,2	150	9,9	27	12,4
+ Zugänge						
Wechsel aus anderen Schulen 1998/99	704		607		97	
Stichprobenzugang; 1998 nicht Befragte	130		117		13	
= Besucher der gymnasialen Oberstufe, April 1999	1.758		1.539		219	

Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999, eigene Berechnungen

West: Bundesländer mit dreizehnjährigem Schulbesuch (Westdeutschland einschl. Berlin und Brandenburg)

Ost: Bundesländer mit zwölfjährigem Schulbesuch (Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt, Thüringen)

"Abitur" umfasst hier neben dem Abschluss der Allgemeinen und Fachgebundenen Hochschulreife auch die Fachhochschulreife.

Für jeweils nur knapp 20 Prozent der Besucher der gymnasialen Oberstufe eines Erhebungszeitpunkts bzw. Übergangs 1996/97-1998/99 konnte der Abschluss mit dem Abitur ermittelt werden.<sup>12</sup> Erst wenn man annimmt, dass alle infolge räumlicher Mobilität ausgefallenen Schulbesucher (rund 10 Prozent) die gymnasiale Oberstufe mit dem Abitur abgeschlossen haben, wird mit jeweils etwa 30 Prozent insgesamt ein Wert erreicht, der unter Berücksichtigung einer durchschnittlichen Wiederholerquote in der Sekundarstufe II von circa drei Prozent (Cortina und Trommer 2003: 369; siehe hierzu auch Tab. A1 im Anhang) näherungsweise dem Anteil einer Klassenstufe entspricht.

<sup>12</sup> Nimmt man die Fachhochschul- und Hochschulbesucher ohne Angabe eines Abschlusses (s. o.) hinzu, erhöht sich der Anteil der Absolventen mit Abitur (z. B. 1996 von 19,5 auf 21,0 %).

### 3.3 Bildungsverläufe bis zum Abitur

Die obigen Salden und ihre Veränderungen haben auf eine ausgeprägte Mobilität des Schulbesuchs aufmerksam gemacht. Dies kann einerseits mit untypischen Bildungskarrieren (Cortina und Trommer 2003) zusammenhängen, andererseits sind aber auch Antwortfehler bzw. inkonsistente Angaben nicht auszuschließen. Nicht zuletzt ist aufgrund der durch räumliche Mobilität verursachten Ausfälle mit einer Untererfassung von Abiturienten zu rechnen.

Für die Beurteilung der Validität der mit dem Mikrozensuspanel ermittelten Abiturientenzahlen werden externe Kriterien benötigt. Wegen fehlender Verlaufsstatistiken auf Individualdatenbasis liegen allerdings keine Erfolgsquoten zur Einschätzung der Selektivität in der Sekundarstufe II vor (Bellenberg 1999). Insbesondere ist unbekannt, wie viele Schüler der 11. Klasse das Abitur erreichen oder die Schule ohne Abitur verlassen. Somit fehlen belastbare Vergleichswerte, die geeignet sind, die mit dem Mikrozensuspanel ermittelten Ergebnisse zu überprüfen. Man kennt aber aus der amtlichen Bildungsstatistik die Gesamtzahlen der Schüler in den Klassen 11-13 und der Entlassenen nach Abschlussart. Behelfsweise lassen sich Quasi-Erfolgsquoten berechnen, indem man die Zahl der Absolventen ins Verhältnis zur Zahl der Besucher der 11. Klasse zwei Jahre zuvor setzt, bzw. ein Jahr zuvor in den Ländern mit zwölfjähriger Regelschulzeit. Die so geschätzten Erfolgsquoten betragen in den Schuljahren 1995/96 bis 1998/99 für West- bzw. Ostdeutschland 86 bzw. 90 Prozent (siehe Tab. A1 im Anhang). Da bei dieser Betrachtung auf Aggregatebene individuelle Veränderungen, wie beispielsweise Schulwechsel, Klassenwiederholungen, Drop-out etc., nicht berücksichtigt werden, wird die Erfolgsquote überschätzt. Die Kennziffern markieren gewissermaßen nur die Obergrenze des schulischen Erfolgs in der gymnasialen Oberstufe.

Nach Ergebnissen einer älteren Verlaufsuntersuchung (Pötzsch 1982: 130) erreichten von den Besuchern der 11. Klasse der Oberstufe insgesamt 69 Prozent nach drei Jahren und 75 Prozent nach vier Jahren das Abitur. Für Schüler, die schon in der Sekundarstufe I das Gymnasium besucht haben, berichtet Pötzsch eine Erfolgswahrscheinlichkeit von 84 Prozent (nach vier Jahren: 88 %). Orientiert man sich mangels anderer Daten an den Ergebnissen dieser speziellen Studie, können diese Quoten zwischen rund 70 und 90 Prozent als grobe untere Richtwerte für die mit dem Mikrozensuspanel ermittelten Ergebnisse dienen.<sup>13</sup>

Um den oben aufgeworfenen Fragen zu den Problemen bei der Erfassung des Abiturabschlusses aufgrund von Wegzügen und der hohen Mobilität des Schulbesuchs genauer nachzugehen,

---

<sup>13</sup> Die Studie konzentrierte sich auf eine Stichprobe von 618 Schüler aus 10 Gymnasien in Nordrhein-Westfalen, die außer Gymnasiasten der 10. Klasse auch Haupt- und Realschüler in die 11. Klasse aufgenommen haben. Der Zeitraum erstreckte sich von September 1977 bis Juli 1980.



ist eine altersspezifische Darstellung sinnvoll. Im Folgenden wird in einem ersten Schritt gezeigt, wie viele der Personen, die 1996 die gymnasiale Oberstufe besuchten, bis 1999 das Abitur erreicht haben, bzw. welchen Status sie 1999 einnehmen. Danach folgen Informationen zu den altersspezifischen Übergängen in den dazwischen liegenden Jahren. Aufgrund der in vier Bundesländern kürzeren Regelschulzeit bis zum Abitur werden die Ländergruppen getrennt dargestellt. Die folgenden Analysen beschränken sich auf die für die gymnasiale Oberstufe typische Altersgruppe der beim Start des Panels (1996) 16- bis 19-Jährigen.<sup>14</sup> Die Mehrheit der 1996 17-Jährigen dürfte damals die 11. Klasse besucht und bei regulärem Schulverlauf, d. h. ohne Klassenwiederholung, am Ende der 13. Klasse 1998 das Abitur erreicht haben. Die 1996 17-Jährigen bilden deshalb die Referenzgruppe.

Abbildung 4 zeigt, dass in den Ländern mit dreizehnjähriger Regelschulzeit nur für die Hälfte aller 17-Jährigen bis 1999 das Abitur ermittelt werden kann. Rechnet man die Besucher von Fachhochschulen und Hochschulen hinzu, liegt der Anteil der Abiturienten bei 53 Prozent. Selbst bei den 1996 19-Jährigen erreicht die Abiturientenquote nur knapp 70 Prozent. Bei den 16-Jährigen beträgt sie sogar nur 20 Prozent. In dieser Altersgruppe haben 1999 noch rund 36 Prozent das Abitur vor sich.<sup>15</sup> Rund 20 Prozent der jeweiligen Altersgruppe ziehen um, bevor ein Abschluss ermittelt werden kann.<sup>16</sup> Es liegt zunächst nahe, die insgesamt geringe "Erfolgsquote" auf die Nichterfassung weggezogener Abiturienten zurückzuführen. Wie jedoch die Analyse für die räumlich Immobilen zeigt (siehe Abb. 5), erreichen 62 Prozent der 17-Jährigen und 77 Prozent der 19-Jährigen bis 1999 das Abitur.

Die Anteile der räumlich immobilen Absoventen mit Abitur sind zwischen 6 und 16 Prozentpunkte höher als die Anteile bei allen Schülern (einschl. räumlich Mobile), bei den 17- bis 19-Jährigen beträgt die Differenz rund 11 bis 13 Prozentpunkte. Nimmt man an, dass sich die Erfolgswahrscheinlichkeiten eines Abiturs zwischen räumlich mobilen und immobilen Schülern nicht unterscheiden, ist zu vermuten, dass von den insgesamt rund 20 Prozent räumlich mobilen Schülern, die vor Ermittlung des Abiturs weggezogen sind, etwas mehr als die Hälfte bis 1999 das Abitur erreicht hat.

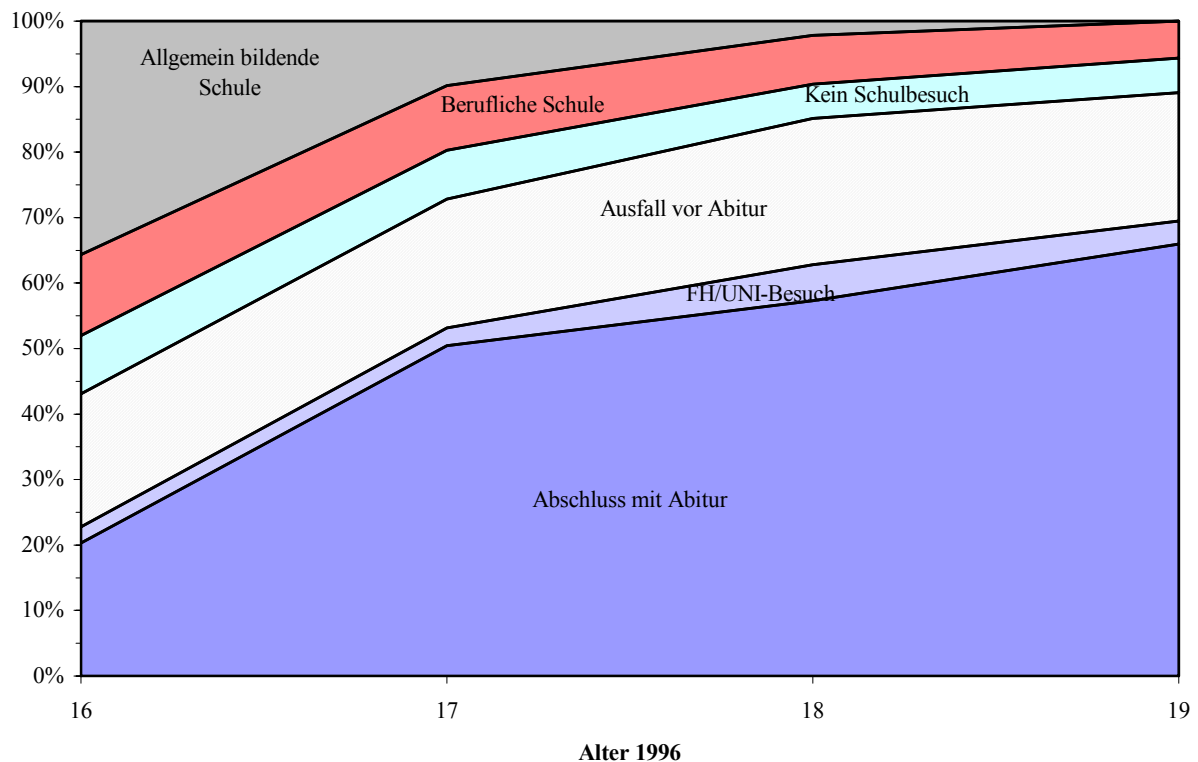
---

<sup>14</sup> In den westdeutschen Ländern einschl. Berlin und Brandenburg repräsentieren die 16- bis 19-Jährigen 83 Prozent aller Schüler der gymnasialen Oberstufe. In den anderen vier Bundesländern liegt ihr Anteil bei 90 Prozent. Nicht berücksichtigt werden im Folgenden 15 Personen mit temporären Ausfällen.

<sup>15</sup> Dabei handelt es sich überwiegend um Besucher der gymnasialen Oberstufe. In der Kategorie sind auch wenige Personen enthalten, die angeben, die 5.-10. Klassenstufe allgemein bildender Schulen zu besuchen.

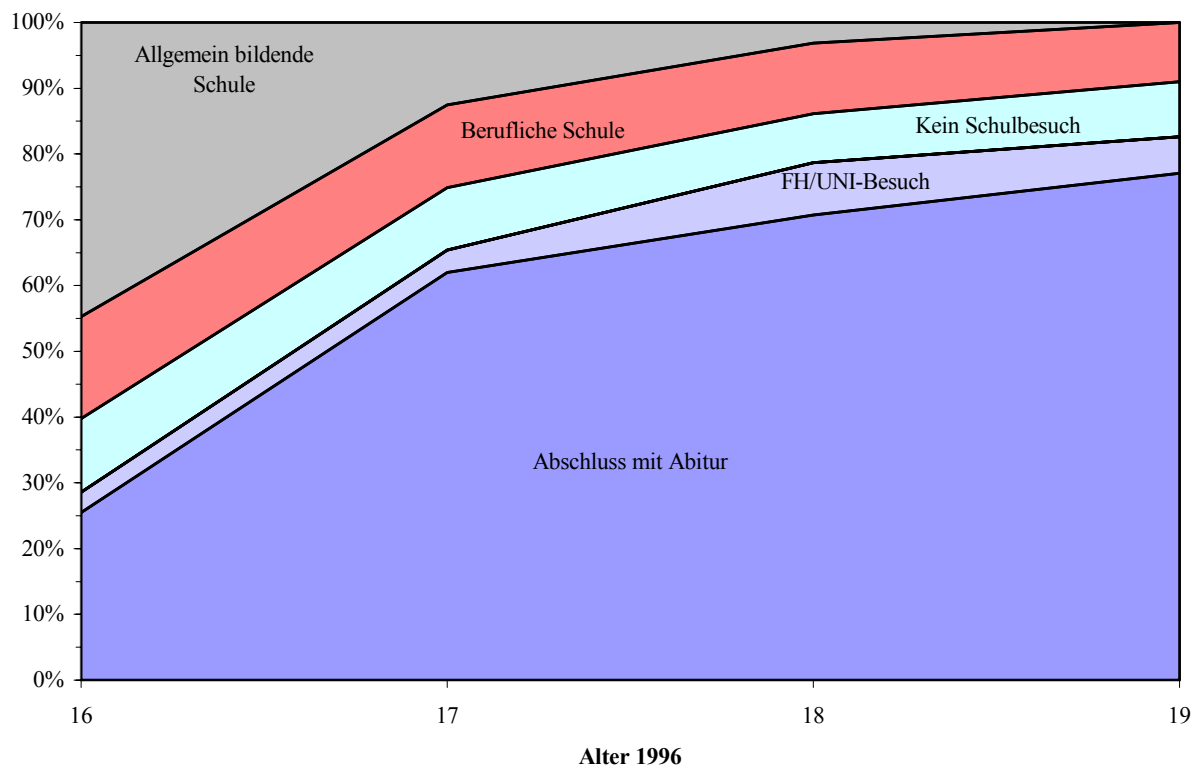
<sup>16</sup> Die Gruppe "Abschluss mit Abitur" enthält auch Personen, die erst nach Ermittlung des Abiturs weggezogen sind. Insgesamt beträgt die Ausfallquote für die 16- bis 19-Jährigen im Westen 28, im Osten 37 Prozent.

**Abbildung 4: Status 1999 der 16- bis 19-jährigen Besucher der gymnasialen Oberstufe 1996 – Bundesländer mit 13-jährigem Schulbesuch (Insgesamt, n=1.129)**



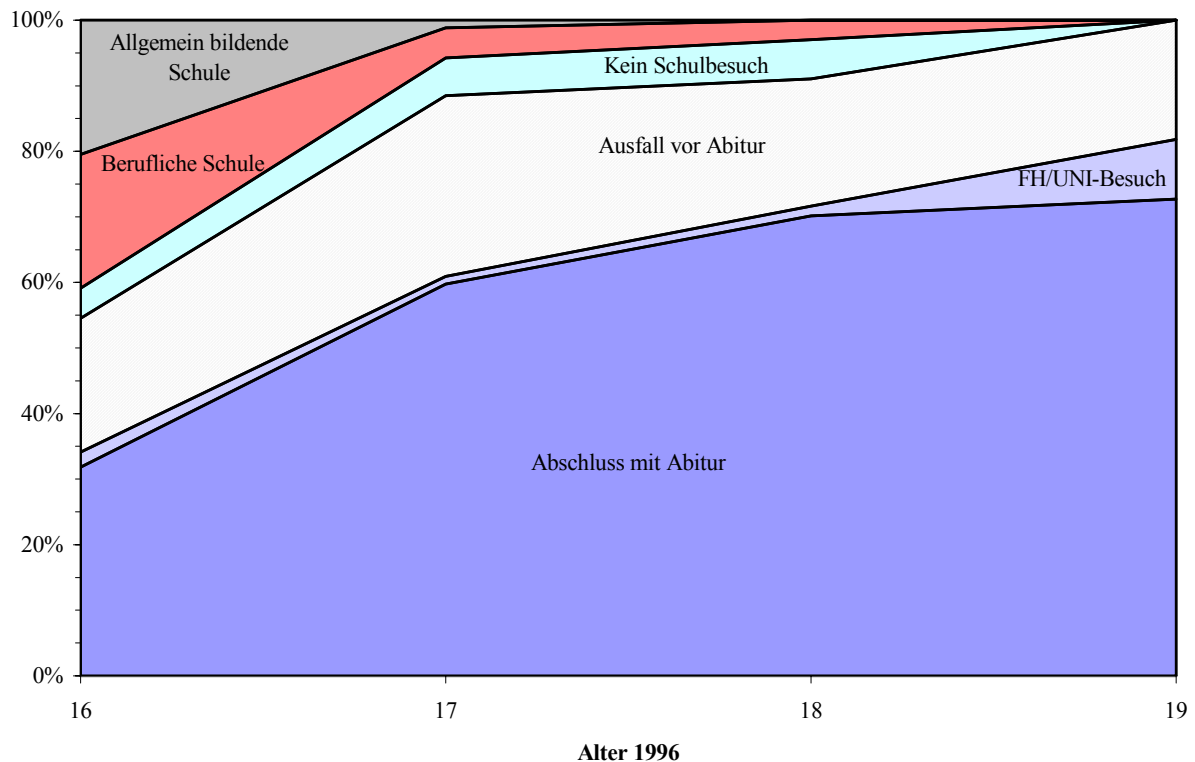
Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999, eigene Berechnungen

**Abbildung 5: Status 1999 der 16- bis 19-jährigen Besucher der gymnasialen Oberstufe 1996, Immobile (n=821) – Bundesländer mit 13-jährigem Schulbesuch**



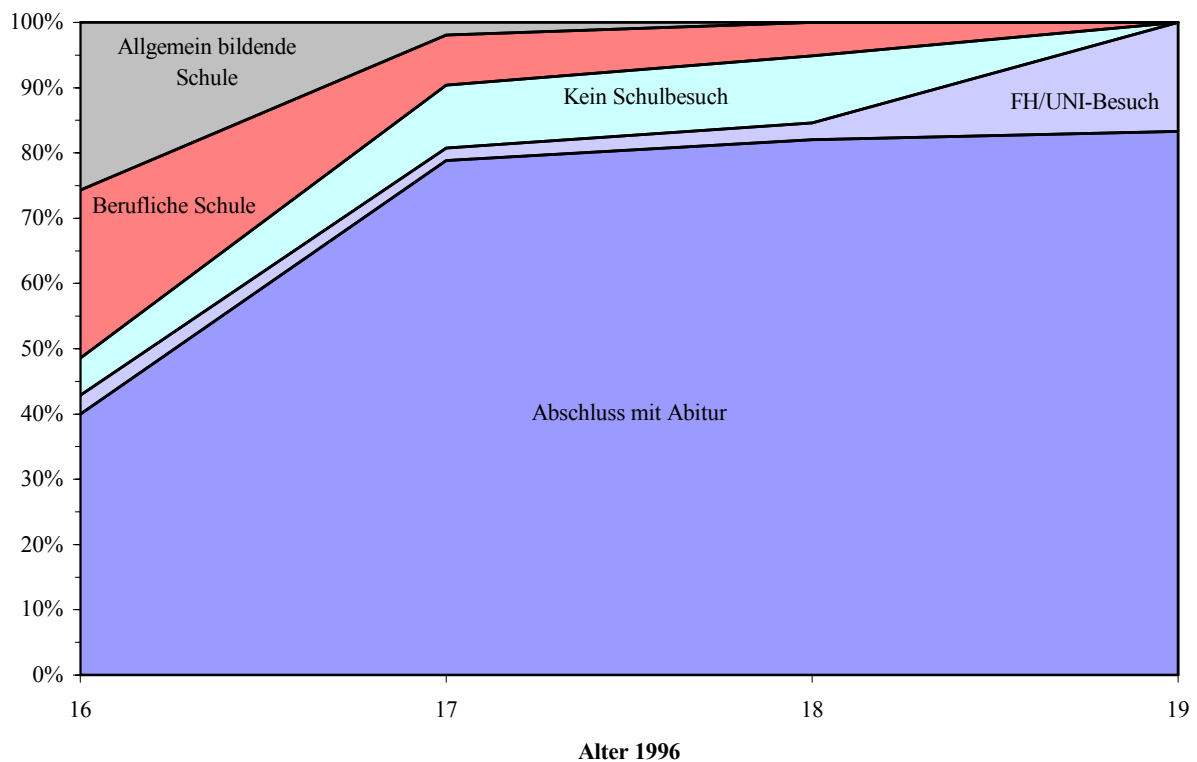
Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999, eigene Berechnungen

**Abbildung 6: Status 1999 der 16- bis 19-jährigen Besucher der gymnasialen Oberstufe 1996 – Bundesländer mit 12-jährigem Schulbesuch (Insgesamt, n=209)**



Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999, eigene Berechnungen

**Abbildung 7: Status 1999 der 16- bis 19-jährigen Besucher der gymnasialen Oberstufe 1996, Immobile (n=132) – Bundesländer mit 12-jährigem Schulbesuch**



Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999, eigene Berechnungen

In den vier Bundesländern mit zwölfjährigem Schulbesuch bis zum Abitur sind aufgrund der um ein Jahr längeren Beobachtungszeit höhere Anteile der Absolventen mit Abitur zu erwarten. Entsprechend beträgt die "Erfolgsquote" der 17-Jährigen dort 60 Prozent (siehe Abb. 6). Sie liegt damit – trotz einer höheren Ausfallrate – um 9 Prozentpunkte höher als in Westdeutschland. Weiterhin sind im Jahre 1999 deutlich geringere Anteile des Besuchs der gymnasialen Oberstufe als in den Bundesländern mit dreizehnjährigem Schulbesuch festzustellen.

Betrachtet man die Abiturientenanteile der räumlich Immobilen, lässt sich einerseits im Vergleich zu Westdeutschland bei den 17-Jährigen ein im Osten um 17 Prozent höherer Abiturientenanteil feststellen (17-Jährige West: 62,0 %; Ost: 78,8 %; siehe Abb. 5 und Abb. 7). Andererseits weist die erhebliche Differenz der Abiturientenquote der räumlich Immobilen und der Quote aller Befragten ( $78,8\% - 59,8\% = 19\%$ ) dieser Altersgruppe für Ostdeutschland darauf hin, dass vermutlich die Mehrheit der ausgefallenen Personen vor Ermittlung des Abiturs weggezogen ist.

Ausgehend von diesen Darstellungen des Vergleichs der Bildungsbeteiligung und Schulabschlüsse an den zeitlichen Rändern des Beobachtungsfensters 1996 und 1999 des Mikrozensuspanels werden im Folgenden die Bildungsverläufe dieser Altersgruppe differenzierter abgebildet. Wie aus Tabelle 2 für die Länder mit dreizehnjährigem Schulbesuch erkennbar, hängt die für 16-Jährige auffallend niedrige Abiturientenquote in hohem Maße mit dem Wechsel in berufliche Schulen zusammen.

Insgesamt erfolgen – auch für die anderen Altersgruppen – die meisten Schulwechsel von der gymnasialen Oberstufe zu beruflichen Schulen. Diese Schätzungen sind allerdings wegen der unberücksichtigten Ausfälle im Umfang von rund 17 Prozent zu niedrig. In Bezug auf die Ausfallproblematik zeigt Tabelle 2, dass unter den Ausfällen die Wegzüge aus weiter befragten Haushalten überwiegen. Dies kann als Indiz für Auszüge aus dem Elternhaus nach Erhalt des Abiturs gesehen werden. Der Versuch, am Beispiel der 17-Jährigen ohne Berücksichtigung der Ausfälle, einen "typischen" Verlauf bis zum Abitur nachzuzeichnen, ergibt, dass bis zum Alter von 20 Jahren (1999) 50 Prozent die Schule mit dem Abitur verlassen haben. In welchem Umfang später noch Abschlüsse realisiert werden, die aber wegen des vierjährigen Beobachtungszeitraums nicht erfassbar sind, deuten die Verteilungen für die nächst älteren Altersgruppen an.

**Tabelle 2: Bildungsverlauf der Besucher der gymnasialen Oberstufe in Bundesländern mit 13-jährigem Schulbesuch insgesamt und für die 1996 16- bis 19-Jährigen (Spaltenprozentwerte)**

Bildungsverlauf	Insgesamt	darunter im Alter von ... Jahren (1996)			
		16	17	18	19
Gymnasiale Oberstufe 1996 (n = 100 %)	1.378	204	337	365	234
Ausfall 1996/97	9,1	7,4	4,7	8,2	13,7
<i>darunter: Auszug<sup>1</sup></i>	4,8	2,0	2,4	4,4	9,0
Schulwechsel <sup>2</sup> 1996/97	19,2	22,1	15,1	13,4	13,7
<i>darunter: Berufliche Schule</i>	7,8	12,3	7,7	7,1	6,4
Abitur 1997	18,9	1,0	3,3	14,0	53,0
<i>Abiturquote 1996/97<sup>3</sup></i>	20,8	1,1	3,4	15,2	61,4
Gymnasiale Oberstufe 1997	52,8	69,6	76,9	64,4	19,7
Ausfall 1997/98	4,6	2,9	5,3	7,4	2,1
<i>darunter: Auszug</i>	2,7	1,0	2,7	4,9	1,7
Schulwechsel 1997/98	5,3	7,4	4,2	8,5	3,0
<i>darunter: Berufliche Schule</i>	2,4	5,4	2,1	1,9	1,7
Abitur 1998	14,8	2,5	9,8	35,6	11,1
<i>Abiturquote 1997/98</i>	30,7	3,7	13,7	62,5	63,4
Zugänge <sup>4</sup>	3,2	3,4	2,4	1,1	
Gymnasiale Oberstufe 1998	31,3	60,3	59,9	14,0	3,4
Ausfall 1998/99	3,3	5,9	6,5	1,6	0,9
<i>darunter: Auszug</i>	2,2	2,9	4,7	1,4	0,4
Schulwechsel 1998/99	4,1	6,9	6,8	2,7	1,3
<i>darunter: Berufliche Schule</i>	1,5	2,5	3,3	0,3	0,4
Abitur 1999	14,1	16,7	37,1	7,7	1,3
<i>Abiturquote 1998/99</i>	50,4	30,6	69,4	62,2	50,0
Zugänge	6,9	2,9	0,6	0,3	
Gymnasiale Oberstufe 1999	10,8	33,8	10,1	2,2	0
Ausfälle (vor Abitur) insgesamt (%)	17,1	16,2	16,6	17,3	16,7
Abitur insgesamt (%)	47,8	20,1	50,1	57,3	65,4
Schulwechsel insgesamt (%)	28,5	36,3	26,1	24,7	17,9

Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999, eigene Berechnungen

- 1 "Auszüge" umfassen hier nur Wegzüge aus weiter im Mikrozensuspanel befragten Haushalten. Die Differenz zum Insgesamt der Ausfälle beinhaltet auch Wegzüge gesamter Haushalte.
- 2 "Schulwechsel" beinhalten alle Abgänge aus der gymnasialen Oberstufe, einschließlich kein Schulbesuch.
- 3 Die Abiturquote bezieht sich auf den Anteil der Schulbesucher zum jeweiligen Erhebungszeitpunkt verringert um den Anteil der Ausfälle; z.B. für 1996/97: 20,8 % = 18,9 % / (100 % - 9,1 %).
- 4 "Zugänge" sind Besucher der gymnasialen Oberstufe, die nach 1996 diese Schulform verlassen haben (erfasst als "Schulwechsel") und später wieder die gymnasiale Oberstufe besuchen.

**Tabelle 3: Bildungsverlauf der Besucher der gymnasialen Oberstufe in Bundesländern mit 12-jährigem Schulbesuch insgesamt und für die 1996 16- bis 19-Jährigen (Spaltenprozentwerte)**

Bildungsverlauf	Insgesamt	darunter im Alter von ... Jahren (1996)			
		16	17	18	19
Gymnasiale Oberstufe 1996 (n = 100 %)	231	44	87	67	11
Ausfall 1996/97	9,5	6,8	8,0	13,4	9,1
Schulwechsel 1996/97	16,9	15,9	12,6	10,4	18,2
<i>darunter: Berufliche Schule</i>	8,2	11,4	9,2	7,5	9,1
Abitur 1997	22,5		5,7	55,2	72,7
<i>Abiturquote 1996/97</i>	24,9		6,3	63,8	80,0
Gymnasiale Oberstufe 1997	51,1	77,3	73,6	20,9	0
Ausfall 1997/98	5,2	6,8	6,9	4,5	
Schulwechsel 1997/98	5,2	15,9	4,6	1,5	
Abitur 1998	21,2	4,5	43,7	13,4	
<i>Abiturquote 1997/98</i>	46,2	6,5	65,5	81,8	
Zugänge	3,0	4,5			
Gymnasiale Oberstufe 1998	22,5	54,5	18,4	1,5	
Ausfall 1998/99	3,9	6,8	4,6		
Schulwechsel 1998/99	1,7	4,5	2,3		
Abitur 1999	10,4	27,3	10,3	1,5	
<i>Abiturquote 1998/99</i>	55,8	57,1	75,0	100	
Zugänge	6,1	50,0			
Gymnasiale Oberstufe 1999	7,8	18,2	1,1	0	
Ausfälle (vor Abitur) insgesamt (%)	18,6	20,5	19,5	17,9	9,1
Abitur insgesamt (%)	54,1	31,8	59,7	70,1	72,7
Schulwechsel insgesamt (%)	23,8	36,4	19,5	11,9	18,2

Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999; siehe Anmerkungen zu Tab. 2

Lässt man die Ausfälle außer Acht und berechnet eine jahresbezogene Abiturquote auf Basis der um die Ausfälle reduzierte Zahl der Schulbesucher zum jeweiligen Erhebungszeitpunkt, zeigt sich anhand der Maximalwerte zwischen 61 und 69 Prozent, dass die meisten Absolventen das Abitur im Alter von 19 bis 20 Jahren erreichen.

Tabelle 3 enthält die Verteilungen für die neuen Bundesländer mit 12-jährigem Schulbesuch. Kumuliert man die Abituranteile, ergibt sich mit Ausnahme der 1996 16-Jährigen, dass die Mehrheit der Besucher der gymnasialen Oberstufe das Abitur bis zum Alter von 19 Jahren erwirbt. Der im Vergleich zu den anderen Ländern frühere Abschluss spiegelt sich auch in den etwas höheren jahresbezogenen Abiturquoten wider. In Bezug auf Ausfälle vor dem Abitur und Wechsel in andere Schulen (u. a. berufliche Schulen) unterscheiden sich die Ver-

laufsmuster in West und Ost nicht wesentlich. Aufgrund der geringen Fallzahlen in Tabelle 3 sind diese Vergleiche allerdings nur eingeschränkt möglich.

### 3.4 Zur Qualität der Angaben zum Abschluss

Das bei der Feststellung eines mit dem Abitur abgeschlossenen Besuchs der gymnasialen Oberstufe verwendete Verfahren setzt gültige Angaben zum allgemein bildenden Schulabschluss voraus. Dies trifft, wie oben im Fall der Besucher von Fachhochschulen und Hochschulen, die erst zu einem späteren Zeitpunkt den Abschluss angegeben haben, zu sehen, nicht immer zu. Eine andere Quelle fehlerhafter Angaben können auch Fremdauskünfte sein, z. B. wenn Eltern die Fragen zum Schulbesuch und Bildungsabschluss ihrer Kinder beantworten. Im Mikrozensus beruhen knapp 30 Prozent der Angaben auf Proxy-Interviews (Breiholz 2000).

Während oft angenommen wird, dass sich Klassifikationsfehler bei Querschnittsanalysen insgesamt aufheben, sind diese Probleme in Längsschnittuntersuchungen von zentraler Bedeutung. Wechselnde, d. h. zeitlich inkonsistente Angaben können zur Unter- oder Überschätzung der Häufigkeit von Statusübergängen führen. Treten diese verstärkt auf, ist damit zu rechnen, dass dieses "Rauschen" als substantielle Veränderung interpretiert wird (Duncan 2000; Skinner 2000).

Für das Mikrozensuspanel liegen bereits erste Ergebnisse zur Antwortstabilität und Plausibilität von Übergangsmustern für ausgewählte soziodemografische Merkmale vor. Der Vergleich des Schulbesuchs mit der Angabe "Schüler/Student/Auszubildender" der Retrospektivfrage zur beruflichen Stellung im Jahr zuvor zeigt für Besucher allgemein bildender Schulen eine Übereinstimmung von 93 Prozent und mehr. Deutlich darunter liegen die Übereinstimmungen beim Besuch beruflicher Schulen (56 %), Fachhochschulen (66 %) und Hochschulen (77 %) (Herter-Eschweiler 2003: 231). Die Angaben zum Abschluss der Fachhochschulreife und Allgemeinen Hochschulreife sind im Vergleich aller vier Erhebungszeitpunkte 1996-1999 zu rund 80 Prozent stabil (Herter-Eschweiler 2003: 245).<sup>17</sup>

Für solche Analysen ist ein möglichst breites Beobachtungsfenster vorteilhaft. Die folgenden Auswertungen beschränken sich deshalb auf die bis 1999 befragten Personen, für die zwischen April 1996 und April 1997 der Abschluss des Abiturs festgestellt wurde. Von diesen räumlich immobilten Absolventen (n = 212) geben 87 Prozent immer das Abitur als höchsten

---

<sup>17</sup> Dabei wurden nur Personen im Alter von 25 Jahren und älter berücksichtigt, die bis auf wenige Ausnahmen (Zweiter Bildungsweg) keine allgemein bildende Schule mehr besuchen, so dass man davon ausgehen kann, dass bei Personen mit abgeschlossener Bildungsetappe zeitlich inkonsistente Angaben als Fehler zu betrachten sind.

erreichten allgemein bildenden Abschluss an. Das ist zwar ein hoher Anteil konsistenter Angaben, doch nennen immerhin vier Prozent der ermittelten Abiturienten entweder 1998 oder 1999 den Realschulabschluss als höchsten erreichten allgemein bildenden Abschluss.

**Tabelle 4: Zur Konsistenz der Abschlüsse Fachhochschulreife (FHR) und Allgemeine Hochschulreife (AHR; incl. Fachgebundene Hochschulreife) 1997 bis 1999 - nur räumlich immobile Besucher der gymnasialen Oberstufe 1996**

Abschluss 1997	Abschluss 1999	Abschluss 1998				Insg.
		≤ RS	FHR	AHR	k.A.	
<b>FHR</b>	≤ Realschule (RS)	2		1		3
	Fachhochschulreife (FHR)	2	<b>3</b>	2	1	8
	Allgemeine Hochschulreife (AHR)		<b>2</b>	<b>7</b>		9
	keine Angabe, Entfällt	1				1
	Insgesamt	5	5	10	1	21
<b>AHR</b>	≤ Realschule (RS)	1	1	5	1	8
	Fachhochschulreife (FHR)		4	6		10
	Allgemeine Hochschulreife (AHR)	5	8	<b>152</b>	5	170
	keine Angabe, Entfällt			3		3
	Insgesamt	6	13	166	6	191

Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999 (ungewichtete Fallzahlen), eigene Berechnungen

Bisher wurden alle Abschlüsse der Besucher der gymnasialen Oberstufe: Allgemeine Hochschulreife, Fachgebundene Hochschulreife und Fachhochschulreife, undifferenziert betrachtet. Die nun folgende Unterscheidung nach der Abschlussart ist hilfreich, da sie unterschiedliche Antwortmuster der Absolventen mit Fachhochschulreife und Allgemeiner bzw. Fachgebundener Hochschulreife offen legen kann. Berücksichtigt man, dass im Anschluss an die Fachhochschulreife grundsätzlich noch die Allgemeine Hochschulreife erreichbar ist, weisen lediglich 57 Prozent der Absolventen mit Fachhochschulreife ein konsistentes Antwortmuster auf (siehe markierte Zellen in Tab. 4).<sup>18</sup> Betrachtet man die Randverteilungen für 1998 und 1999, fällt auf, dass jeweils über 40 Prozent der Absolventen mit Fachhochschulreife die Allgemeine Hochschulreife als Abschluss angeben (9 bzw. 10 von 21 Personen). Dagegen nennen Absolventen mit Allgemeiner Hochschulreife mit einem Anteil von 80 Prozent in allen Befragungen von 1997 bis 1999 konsistent diesen Abschluss. In den Jahren 1998 oder 1999 wechseln 5 bis 7 Prozent zur Kategorie Fachhochschulreife. Zwar stehen diese Befunde unter dem Vorbehalt schwach besetzter Kategorien, so dass Populationsschätzungen mit

<sup>18</sup> Dies ist der Fall, wenn 1998 Fachhochschulreife und 1999 entweder Fachhochschulreife oder Allgemeine Hochschulreife angegeben wurde.



einem sehr hohen Stichprobenfehler verbunden wären, doch geht es hier um nicht um Hochrechnungen, sondern um Zusammenhangsmuster. Insgesamt betrachtet, weisen die ermittelten Zusammenhänge und instabilen Antwortmuster auf Probleme der Erhebung von Bildungsabschlüssen hin.

Eine ergänzende Überprüfung der Datenqualität ist für eine Unterstichprobe der Befragten mithilfe der in den Mikrozensus integrierten EU-Arbeitskräftestichprobe möglich. Darin werden Personen mit Realschulabschluss und höher gefragt, ob sie ihren Abschluss an einer allgemein bildenden oder beruflichen Schule erworben haben. In Tabelle 5 werden diese Angaben aus der Erhebung von 1997 den für den Übergang 1996/97 ermittelten Abschlüssen gegenübergestellt. Insgesamt geben 93 Prozent der Abiturienten der gymnasialen Oberstufe an, den Abschluss an einer allgemein bildenden Schule erworben zu haben. Geringer ist die Übereinstimmung, wenn Befragte 1997 die Fachhochschulreife angegeben haben; aber auch in diesem Fall sind die geringen Fallzahlen zu berücksichtigen.

**Tabelle 5: Schulbesuch 1996, ermittelte Abschlussart und direkte Angabe zur Art der Schule, an welcher der Abschluss erworben wurde (1997) (Spaltenprozent)**

Art der Schule, an welcher der Abschluss erworben wurde (Retrospektivangabe 1997)	Ermittelte Angaben zum Abschluss für Schüler der gymnasialen Oberstufe 1996		
	Fachhochschulreife	Allgemeine Hochschulreife	Insges.
Allgemein bildende Schule	82,6	94,1	93,0
Berufliche Schule	17,4	4,6	5,8
Keine Angabe		1,3	1,2
Insgesamt (n=100 %)	23	236	259

Art der Schule, an welcher der Abschluss erworben wurde (Retrospektivangabe 1997)	Ermittelte Angaben zum Abschluss für Besucher einer beruflichen Schule 1996		
	Fachhochschulreife	Allgemeine Hochschulreife	Insges.
Allgemein bildende Schule	71,7	77,8	74,7
Berufliche Schule	28,3	15,5	22,0
Keine Angabe		6,7	3,3
Insgesamt (n=100 %)	46	45	91

Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999 (ungewichtete Fallzahlen), eigene Berechnungen

Der untere Teil der Tabelle 5 beschreibt den Zusammenhang für Schüler, die 1996 eine berufliche Schule besuchten und 1997 den Abschluss Fachhochschulreife oder Allgemeine Hochschulreife nannten. Von diesen geben 75 Prozent an, ihren Abschluss an einer allgemein bildenden Schule erworben zu haben. Dieser deutliche Widerspruch weist darauf hin, dass der bei Schülern beruflicher Schulen ermittelte Abschluss der Hochschulreife (AHR, FHR) weni-

ger valide ist und entsprechende Absolventenzahlen mit Vorbehalt zu interpretieren sind. Das Ergebnis spricht zugleich deutlich dafür, dass in den Mikrozensuserhebungen die Befragten nicht klar zwischen allgemein bildenden Schulen und beruflichen Schulen unterscheiden können, bzw. die im Interviewerhandbuch vorgegebenen Definitionen nicht korrekt umgesetzt werden.

Zusammenfassend kann in Bezug auf die Qualität des ermittelten Abschlusses festgehalten werden, dass die Angaben zur Allgemeinen und Fachgebundenen Hochschulreife eine Antwortstabilität von 80 bis 94 Prozent aufweisen. Vor dem Hintergrund ähnlicher Ergebnisse zur Güte von Längsschnittinformationen (Panel- und Retrospektivangaben) in sozialwissenschaftlichen Umfragen (vgl. Porst und Zeifang 1987; Reimer 2004) kann diese Antwortstabilität als ausreichend bis hoch bezeichnet werden. Geringer – aber wegen kleiner Fallzahlen mit größerer Unsicherheit behaftet – sind die Antwortstabilitäten zum Abschluss der Fachhochschulreife. Die wenigen zur Überprüfung im Mikrozensuspanel vorliegenden Informationen sind damit praktisch ausgeschöpft, sodass weitere Tests nur durch Verwendung externer Datenbasen vorgenommen werden können. Zur Beurteilung der Problematik selektiver Ausfälle im Mikrozensuspanel kommt dabei dem Vergleich mit den Ergebnissen der Bildungsstatistik eine besondere Bedeutung zu.

#### **4. Vergleiche mit der Bildungsstatistik**

Die amtliche Bildungsstatistik, genauer: die Statistik zu allgemein bildenden Schulen, ist in den einzelnen Bundesländern unterschiedlich organisiert. Durch die Orientierung an einem Minimalprogramm können aber Bundesergebnisse zusammengestellt werden (Statistisches Bundesamt 1996; Weishaupt und Fickermann 2001). Die Statistik basiert auf Meldungen der Schulleiter (Anstaltsbefragung). Die summarischen Angaben umfassen unter anderem die Zahl der Schüler nach Klassenstufe und Alter (jedoch nicht in Kombination), Geschlecht und Staatsangehörigkeit.<sup>19</sup> Es handelt sich um Stichtagserhebungen jeweils zu Beginn eines Schuljahres. Die Angaben über Schulentlassene nach Abschlussart beziehen sich dabei auf das vergangene Schuljahr.<sup>20</sup>

---

<sup>19</sup> Es ist geplant, die Schulstatistik in den kommenden Jahren von Aggregat- auf Individualdaten umzustellen; einzelne Bundesländer haben damit bereits begonnen (Avenarius et al. 2003: 49-53).

<sup>20</sup> An dieser Stelle danke ich Hans-Werner Freitag (Statistisches Bundesamt, Gruppe VI E) für die Übermittlung ergänzender Tabellen der Bildungsstatistik. Daniel Lehnert danke ich für die Aufbereitung und Auswertung von Ergebnissen der Bildungsstatistik.

#### **4.1 Absolventen mit Allgemeiner Hochschulreife und Fachhochschulreife**

In den obigen Analysen wurde sowohl in Bezug auf die einzelnen Erhebungszeitpunkte bzw. Übergänge (vgl. Tab. 1) als auch auf altersspezifische "Abschlussquoten" (vgl. Tab. 2 und 3) ein niedriger Anteil an Absolventen der gymnasialen Oberstufe festgestellt. Man kann annehmen, dass diese Untererfassung mit dem Wegzug von Abiturienten nach ihrem Schulabschluss zusammenhängt. Die Daten der amtlichen Bildungsstatistik erlauben zwar keine Längsschnittanalysen von Bildungsverläufen, sodass direkte Vergleiche mit Ergebnissen des Mikrozensuspanels ausgeschlossen sind. Die amtliche Bildungsstatistik liefert jedoch für bestimmte Zeitpunkte die für den Vergleich mit Ergebnissen des Mikrozensus benötigten Populationswerte, d. h. inklusive der räumlich mobilen Schüler bzw. Absolventen. Aus den Abweichungen der Ergebnisse des Mikrozensuspanels von den Ergebnissen der amtlichen Bildungsstatistik kann man auf Effekte der Stichprobenausfälle infolge räumlicher Mobilität schließen.

Bei dem Vergleich müssen die unterschiedlichen Erhebungszeitpunkte beachtet werden. In Bezug auf Bestandszahlen zum Schulbesuch ist aber anzunehmen, dass zwischen Bildungsstatistik (Erhebungszeitpunkt z.B. Herbst 1995) und Mikrozensus (Erhebungszeitpunkt April 1996) keine gravierende räumliche Mobilität der Schüler stattfindet. Die Unterschiede der Absolventenzahlen in der Bildungsstatistik (Erhebungszeitpunkt z. B. Schuljahresende 1995/96 (Frühsommer)) und im Mikrozensuspanel (hier z. B. April 1997) dürften überwiegend mit dem Auszug nach bestandem Abitur zusammenhängen.

In Tabelle 6 werden für den Zeitraum 1996-1998 die hochgerechneten Zahlen der Absolventen der gymnasialen Oberstufe den Ergebnissen der amtlichen Bildungsstatistik gegenübergestellt.<sup>21</sup> Obwohl im Mikrozensuspanel die an beruflichen Schulen erreichten Abschlüsse (Allgemeine Hochschulreife und Fachhochschulreife) in hohem Maße inkonsistente Ergebnisse zeigen, werden sie dennoch ergänzend berichtet, da Probleme der Abgrenzung zwischen gymnasialer Oberstufe und beruflichen Schulen vermutet werden. Unterscheidet man zunächst nicht nach der Schulart, unterschätzt das Mikrozensuspanel die Zahl der Absolventen mit Fachhochschulreife oder Hochschulreife um 11 (1998) bis 14 (1997) Prozent. Diese Abweichung entspricht näherungsweise dem Anteil räumlich mobiler Personen. Während aber die Absolventen der gymnasialen Oberstufe (Fachhochschul-/Hochschulreife zusammen) nur

---

<sup>21</sup> Bei der Populationsschätzung werden neben den Anpassungen der jährlichen Mikrozensus-Querschnittsergebnisse an die laufende Bevölkerungsfortschreibung, die so genannte gebundene Hochrechnung (siehe Rendtel und Schimpl-Neimanns 2001), die Ziehungswahrscheinlichkeiten und die Quoten erfolgreich zusammengeführter Privathaushalte des Mikrozensuspanels berücksichtigt.

zwischen 0,7 (1998) bis 5,9 (1995) Prozent unterschätzt werden, sind die Differenzen bei den beruflichen Schulen beträchtlich größer (1996: -26 %; 1998: -35 %).

**Tabelle 6: Absolventen allgemein bildender und beruflicher Schulen mit Fachhochschulreife und Hochschulreife 1996 bis 1998 in der Bildungsstatistik und im Mikrozensuspanel (in 1.000)**

<b>Jahr</b>	<b>Schulwesen</b>	<b>Abschlussart</b>	<b>MZ-Panel</b>	<b>Bildungsstatistik</b>	<b>Relative Differenz (in %)</b>
1996	Allgemein bildende Schulen	Fachhochschulreife	19,3	6,5	196,9
		Hochschulreife <sup>1</sup>	189,8	215,8	-12,0
		Insgesamt	209,1	222,3	-5,9
	Berufliche Schulen	Fachhochschulreife	35,0	66,8	-47,6
		Hochschulreife	33,5	26,2	27,9
		Insgesamt	68,5	93,0	-26,3
	Zusammen	Fachhochschulreife	54,2	73,3	-26,1
		Hochschulreife	223,3	242,0	-7,7
		Insgesamt	277,6	315,3	-12,0
1997	Allgemein bildende Schulen	Fachhochschulreife	24,1	6,6	265,2
		Hochschulreife	189,7	219,6	-13,6
		Insgesamt	213,8	226,2	-5,5
	Berufliche Schulen	Fachhochschulreife	33,7	70,0	-51,9
		Hochschulreife	31,6	27,3	15,8
		Insgesamt	65,3	97,2	-32,8
	Zusammen	Fachhochschulreife	57,8	76,6	-24,5
		Hochschulreife	221,3	246,9	-10,4
		Insgesamt	279,1	323,4	-13,7
1998	Allgemein bildende Schulen	Fachhochschulreife	27,9	8,2	240,2
		Hochschulreife	196,0	217,2	-9,8
		Insgesamt	223,9	225,5	-0,7
	Berufliche Schulen	Fachhochschulreife	34,7	73,9	-53,0
		Hochschulreife	31,3	27,7	13,0
		Insgesamt	66,0	101,6	-35,0
	Zusammen	Fachhochschulreife	62,6	82,2	-23,8
		Hochschulreife	227,3	244,9	-7,2
		Insgesamt	289,9	327,1	-11,4

Quellen:

Bildungsstatistik: Statistisches Bundesamt 1999b: 108. (Die Jahresangaben beziehen sich auf das Entlassungsjahr.)

Mikrozensuspanel 1996-1999: Absolventen/Besucher der gymnasialen Oberstufe mit festgestelltem Abschluss ein Jahr nach Entlassungsjahr; gebundene Hochrechnung; Bevölkerung in Privathaushalten am Hauptwohnsitz; eigene Berechnungen

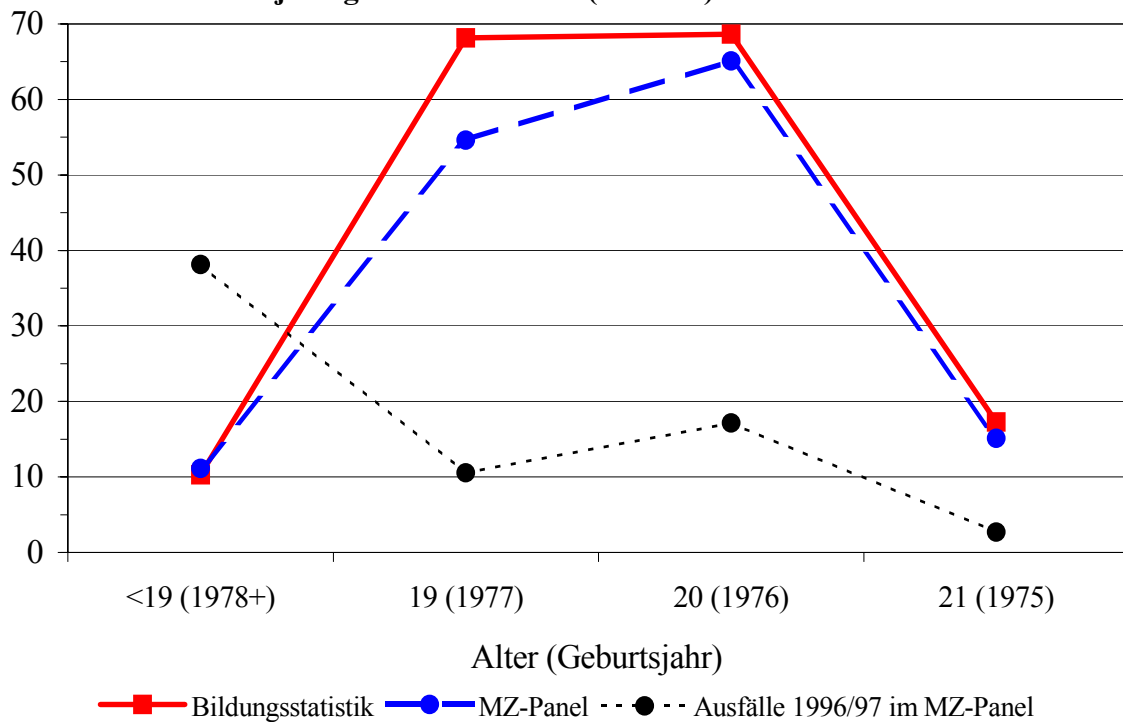
1) Unter Hochschulreife sind Absolventen mit Allgemeiner und Fachgebundener Hochschulreife zusammengefasst.

Markante Unterschiede treten zutage, wenn man sowohl nach Abschluss- als auch nach Schulart differenziert. Die Abschlüsse mit Fachhochschulreife werden bei den Absolventen der gymnasialen Oberstufe im Mikrozensuspanel mit über 200 Prozent dramatisch überschätzt, bei den beruflichen Schulen dagegen um rund 50 Prozent unterschätzt. Umgekehrt werden die Absolventenzahlen der an allgemein bildenden Schulen erworbenen Hochschulreife zwischen 10 Prozent (1998) und 14 Prozent (1997) unterschätzt, während bei beruflichen Schulen eine Überschätzung zwischen 13 Prozent (1998) und 28 Prozent (1996) vorliegt. Die den Abschlüssen mit Fachhochschulreife und den Absolventen beruflicher Schulen zugrunde liegenden Fallzahlen des Mikrozensuspanels sind allerdings recht klein (vgl. Tab. 5). Doch selbst unter Berücksichtigung der dadurch eingeschränkten Aussagekraft weisen diese Vergleiche und insbesondere die starke Übererfassung des Fachhochschulreifeabschlusses an der gymnasialen Oberstufe darauf hin, dass im Mikrozensus vermutlich eine Reihe von Besuchern beruflicher Schulen, an denen die Fachhochschulreife oder Hochschulreife erworben werden kann, bei der Befragung angeben, die gymnasiale Oberstufe zu besuchen.

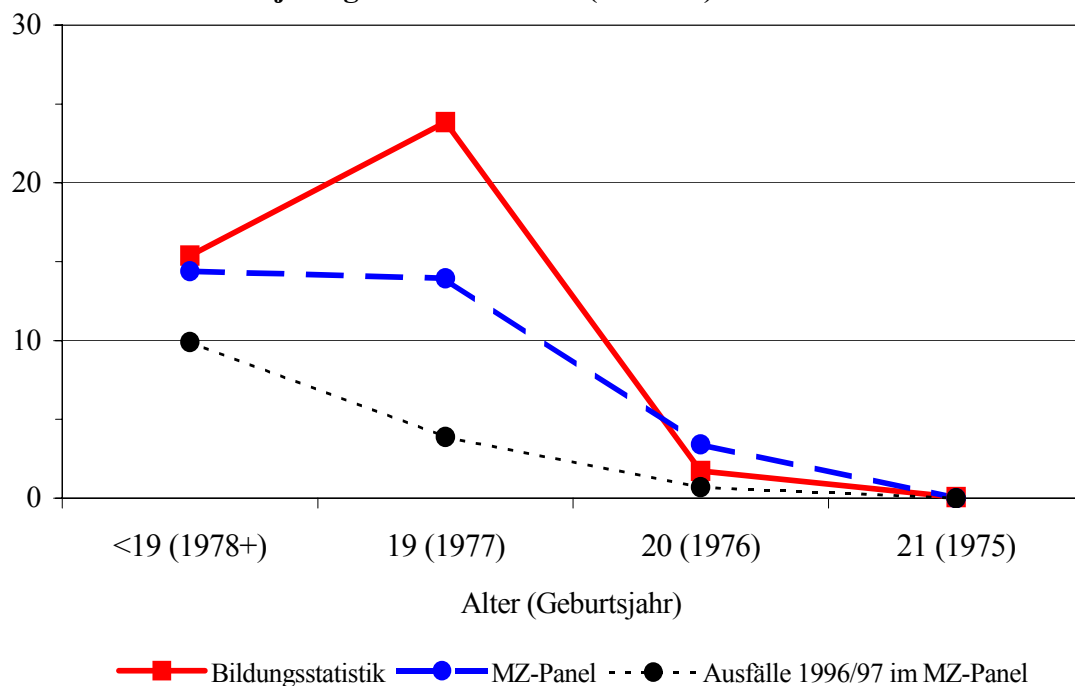
Die Unterschätzung der Zahl der Absolventen mit Hochschulreife aus der gymnasialen Oberstufe um 10-14 Prozent korrespondiert näherungsweise mit den Anteilen der Ausfälle 18- bzw. 19-jähriger Besucher der gymnasialen Oberstufe 1996 (12- bzw. 13-jähriger Schulbesuch; vgl. Tab. 2 und 3). Der Zusammenhang zwischen der Unterschätzung der Abschlüsse und den Ausfällen soll aber weiter untersucht werden.

Die weiteren Auswertungen konzentrieren sich auf den Abschluss Hochschulreife von Schülern der gymnasialen Oberstufe. Diese Beschränkung ist auch deshalb notwendig, weil in der Bildungsstatistik auf Bundesebene keine einheitliche Erfassung der Abschlüsse der Schulentlassenen aus beruflichen Schulen vorliegt (vgl. Statistisches Bundesamt 1999b: 8). In den folgenden Abbildungen sind die laut Bildungsstatistik an allgemein bildenden Schulen 1996 erreichten Abschlüsse der allgemeinen Hochschulreife den im Mikrozensuspanel ermittelten Abschlüssen von Besuchern der gymnasialen Oberstufe 1996 gegenübergestellt. Aus Fallzahlgründen werden nur die bis unter 21-jährigen Absolventen betrachtet.

**Abbildung 8: Absolventen allgemein bildender Schulen mit Allgemeiner Hochschulreife in der Bildungstatistik und im Mikrozensuspanel - Bundesländer mit 13-jährigem Schulbesuch (in 1.000)**



**Abbildung 9: Absolventen allgemein bildender Schulen mit Allgemeiner Hochschulreife in der Bildungstatistik und im Mikrozensuspanel - Bundesländer mit 12-jährigem Schulbesuch (in 1.000)**



Quellen zu Abb. 8 und 9:

Absolventen lt. Bildungsstatistik: Statistisches Bundesamt 1997a,b. Insgesamt ( $\leq 21$  Jahre) Länder mit 13-jährigem Schulbesuch: N=164,4 Tsd.; Länder mit 12-jährigem Schulbesuch: N=41,0 Tsd.; ohne Schulfremdenprüfungen.

Absolventen im Mikrozensuspanel: Besucher der gymnasialen Oberstufe im April 1996 mit Abitur (4/1997). Insgesamt ( $\leq 21$  Jahre) Länder mit 13-jährigem Schulbesuch: n=145,9 Tsd.; Länder mit 12-jährigem Schulbesuch n=31,7 Tsd.; gebundene Hochrechnung; Bevölkerung in Privathaushalten am Hauptwohnsitz).

Ausfälle: 1996/97 ausgefallene Besucher der gymnasialen Oberstufe im April 1996. Insgesamt ( $\leq 21$  Jahre) Länder mit 13-jährigem Schulbesuch n=68,5 Tsd.; Länder mit 12-jährigem Schulbesuch n=14,5 Tsd.

Die für diese Altersgruppe gesamte Unterschätzung der Absolventenzahlen beim Mikrozensuspanel beläuft sich auf 13,5 Prozent; in Bundesländern mit 13-jährigem Schulbesuch sind es 11,2 Prozent und in den Ländern mit 12-jährigem Schulbesuch 22,7 Prozent. Zur Gesamtabweichung trägt hauptsächlich die Unterschätzung bei den 19-Jährigen bei. Bei den anderen Altersgruppen sind die Unterschiede der Absolventenzahlen zwischen Bildungsstatistik und Mikrozensuspanel sehr gering. Jedoch sind bei diesen Differenzen Vergleichbarkeitsprobleme zu beachten.<sup>22</sup>

Betrachtet man dagegen die Ausfälle, liegen im Mikrozensuspanel insbesondere bei den unter 19-Jährigen Ausfälle in erheblichem Ausmaß vor. Würde man diese Größen unter der Annahme, dass es sich (teilweise) um nach dem Abitur weggezogene Absolventen handelt, ganz oder teilweise zu den ermittelten Abiturienten hinzurechnen, läge, außer bei den 19-Jährigen, die mit dem Mikrozensuspanel ermittelte Zahl der Abiturienten deutlich über den Ergebnissen der Bildungsstatistik.

#### **4.2 Besucher der gymnasialen Oberstufe und beruflicher Schulen**

Einerseits steht mit den obigen Ergebnissen der bisher angenommene Zusammenhang zwischen Ausfällen und erreichtem Abitur bzw. der Untererfassung von Abschlüssen infolge räumlicher Mobilität in Zweifel, andererseits ist damit auch die Frage nach den Gründen für die niedrigen Anteile von Besuchern der gymnasialen Oberstufe, die das Abitur erreichen, wieder offen. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Größe des Verhältniswerts Abiturientenquote sowohl von der Anzahl der Absolventen im Zähler als auch von der Anzahl der Schulbesucher im Nenner abhängt. In Bezug auf den Zähler ist einerseits infolge der Ausfälle eine Untererfassung zu erwarten. Andererseits zeichnete sich unter der Annahme eines Zusammenhangs zwischen Ausfall und Abschluss tendenziell eine Übererfassung von Abiturienten im Mikrozensuspanel im Vergleich zur Bildungsstatistik ab. Dies könnte damit zusammenhängen, dass Absolventen beruflicher Schulen im Mikrozensus als Absolventen der gymnasialen

<sup>22</sup> So wurden in der Bildungsstatistik für Baden-Württemberg, Brandenburg, Hamburg und Nordrhein-Westfalen keine Altersangaben bzw. Geburtsjahre gemeldet. Die Altersangaben dieser Länder beruhen auf Schätzungen. Im Mikrozensuspanel wurde durchgängig das Geburtsjahr verwendet.

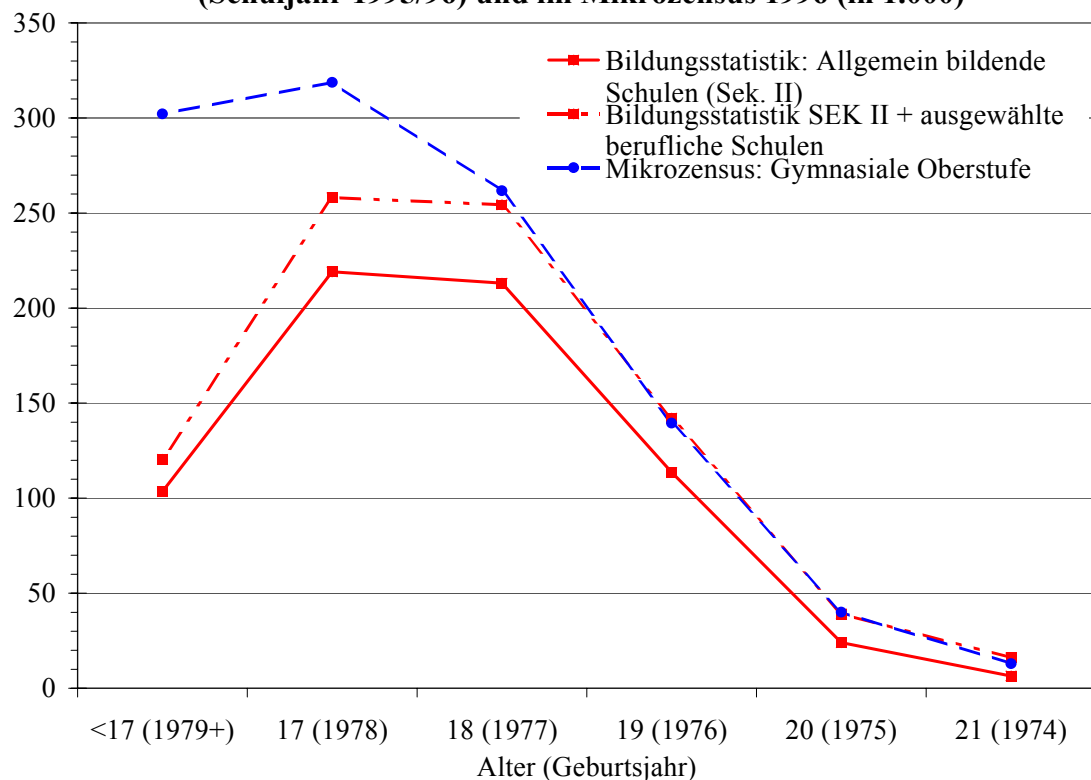
alen Oberstufe erfasst sind. Gleichermaßen könnte die niedrige Abiturientenquote durch einen zu großen Nenner infolge einer Zuordnung von Schülern beruflicher Schulen zur gymnasialen Oberstufe entstehen. Um dies zu überprüfen, werden im Folgenden die Querschnittsergebnisse des Mikrozensus 1996 zum Besuch der gymnasialen Oberstufe bzw. beruflicher Schulen den Schülerzahlen aus der Bildungsstatistik gegenübergestellt. Dabei werden den Schulbesuchszahlen der Bildungsstatistik für allgemein bildende Schulen der Sekundarstufe II probe-weise die Schüler beruflicher Schulen zugerechnet, an denen die Fachhochschulreife und das Abitur erreicht werden können; das sind Fachoberschulen, Fachgymnasien, Berufsoberschulen und Technische Oberschulen.

Gemäß der amtlichen Bildungsstatistik besuchen 1995/96 679,9 tausend Schüler im Alter von bis zu 21 Jahren die Sekundarstufe II allgemein bildender Schulen. Rechnet man die Schüler der betreffenden beruflichen Schulen hinzu, erhöht sich der Schulbesuch im Schuljahr 1995/96 auf 830,3 tausend Schüler. Der Mikrozensus 1996 weist dagegen 1.075,2 tausend Schüler der gymnasialen Oberstufe aus. Damit wird der Schulbesuch der gymnasialen Oberstufe im Mikrozensus um 58 Prozent ( $= 1.075,2 / 679,9$ ) gravierend überschätzt. Die Überschätzung reduziert sich um die Hälfte auf 29 Prozent ( $= 1.075,2 / 830,3$ ), wenn zu den Schülerzahlen allgemein bildender Schulen der Bildungsstatistik auch die Schüler von Fachgymnasien usw. gezählt werden. Dieses Ergebnis spricht dafür, dass Besucher dieser beruflichen Schulen im Mikrozensus als Schüler der gymnasialen Oberstufe erfasst sind. Abbildung 10 zeigt für die Schüler im Alter von 18-21 Jahren eine gute Anpassung der Ergebnisse des Mikrozensus an die Bildungsstatistik, wenn dieses Zuordnungsproblem berücksichtigt wird.

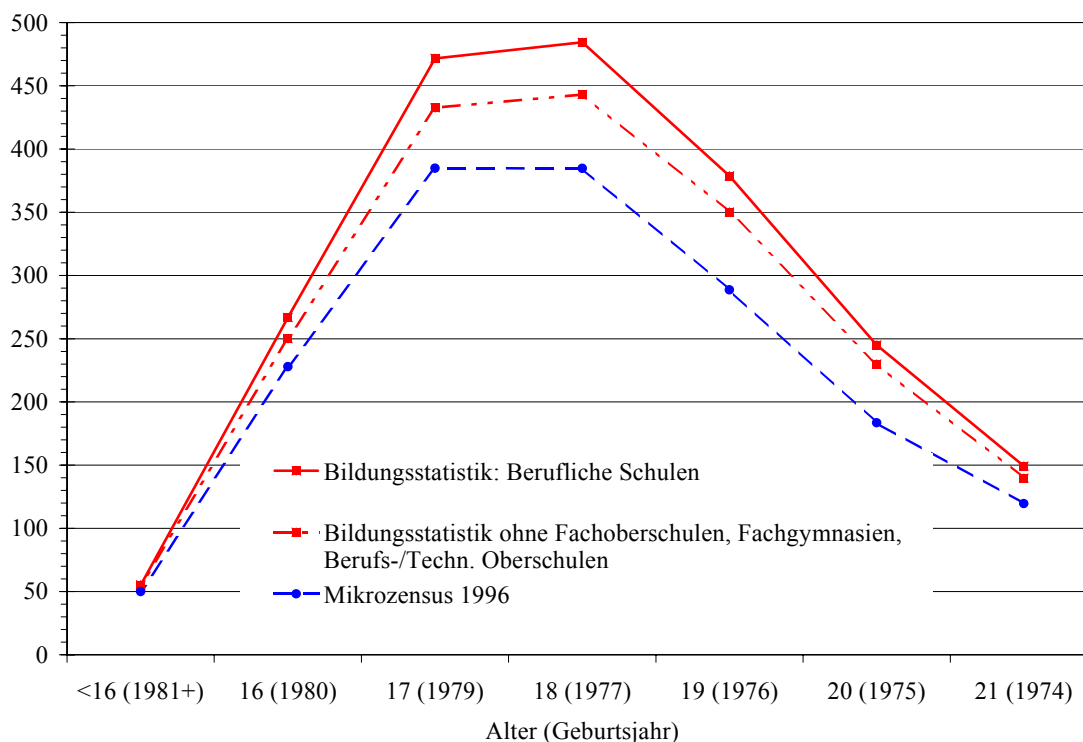
Die Übererfassung im Mikrozensus um das Dreifache bei den unter 17-Jährigen und um das Eineinhalbfache bei den 17-Jährigen (siehe Abb. 10) beträgt (hochgerechnet) rund 245 tausend Schüler. Diese Abweichungen lassen sich nicht mit der Untererfassung beim Besuch beruflicher Schulen erklären, gleich ob eine "Umbuchung" der Schüler von Fachgymnasien usw. vorgenommen wird oder nicht. Es ist zu vermuten, dass Schüler der Sekundarstufe I von Gymnasien als Oberstufenschüler erfasst sind, jedoch lässt sich dies nicht überprüfen, da die Bildungsstatistik die Altersgruppen, bei denen Überlappungen zwischen der Sekundarstufe I und Sekundarstufe II auftreten, nur zusammengefasst in nach oben bzw. nach unten offenen Flügelklassen ausweist.



**Abbildung 10: Besucher der gymnasialen Oberstufe in der Bildungsstatistik (Schuljahr 1995/96) und im Mikrozensus 1996 (in 1.000)**



**Abbildung 11: Besucher beruflicher Schulen in der Bildungsstatistik (Schuljahr 1995/96) und im Mikrozensus 1996 (in 1.000)**



Quellen zu Abb. 10 und 11:

Bildungsstatistik: Gymnasiale Oberstufe allgemein bildender Schulen: Statistisches Bundesamt 1997a: 24, 36-37. Berufliche Schulen: Statistisches Bundesamt 1997b: 17.

Mikrozensus 1996 (faktisch anonymisierte 70 %-Substichprobe), Bevölkerung am Ort der Hauptwohnung; hochgerechnete, an die Bevölkerungsfortschreibung angepasste Fallzahlen; eigene Berechnungen.

Beim Besuch beruflicher Schulen (siehe Abb. 11) weist der Mikrozensus eine Untererfassung von insgesamt 20 Prozent ( $= 1.639 / 2.050,8$ ) auf. Durch die Herausnahme der Schüler von Fachoberschulen, Fachgymnasien und Berufs-/Technischen Oberschulen aus den beruflichen Schulen in der Bildungsstatistik kann die Untererfassung des Mikrozensus auf 14 Prozent ( $= 1.639 / 1.900,4$ ) reduziert werden. Die verbleibende Untererfassung könnte mit zwei Ursachen zusammenhängen. Bis zum Alter von 18 Jahren unterliegen Jugendliche, die keine allgemein bildende oder berufliche Schulen in Vollzeitform besuchen, der Teilzeitschulpflicht (Berufsschulpflicht; 3 Jahre). Diese Gruppe hat teilweise ggf. keinen Schulbesuch angegeben. Eine Reihe von Auszubildenden im dualen System leisten ihren Berufsschulbesuch im Blockunterricht ab. Falls der Blockunterricht zeitlich weit vor der Berichtswoche liegt, geben eventuell nicht alle Auszubildenden den Berufsschulbesuch an.

Ordnet man bei der Bildungsstatistik Schüler aus beruflichen Schulen, an denen die Hochschulreife erlangt werden kann, der gymnasialen Oberstufe zu, können beim Vergleich der Ergebnisse des Mikrozensus mit der Bildungsstatistik bessere Anpassungen erzielt werden. Diese Befunde zeigen sich systematisch auch für weitere Erhebungszeitpunkte (siehe Abb. A1-A6 im Anhang). Festzuhalten ist daher, dass die Angaben zum Besuch der gymnasialen Oberstufe im Mikrozensus offensichtlich zu einem erheblichen Teil nicht den vorgegebenen Definitionen entsprechen. Mit den zur Verfügung stehenden Informationen lassen sich die Ursachen dieser Verteilungsabweichungen nicht weiter aufklären. Gleichwohl liefern die Ergebnisse eine plausible Erklärung für die niedrige Abiturquote, insofern durch die Zuordnung von Schülern beruflicher Schulen zur gymnasialen Oberstufe die Bezugsmenge zu groß wird.

## 5. Statistische Modelle zum Ausfall im Mikrozensuspanel

Neben den Stichprobenausfällen sind, das haben die obigen Vergleiche gezeigt, inkonsistente und unplausible Angaben im Mikrozensus eine nicht zu vernachlässigende Ursache der Verteilungsabweichungen zwischen Mikrozensus und Bildungsstatistik. Diese Probleme der Datenqualität müssen jedoch bei der nun folgenden Bearbeitung der zentralen Frage selektiver Ausfälle außer Acht bleiben.

Da im Mikrozensus der Abschluss der gymnasialen Oberstufe mit dem Abitur nur für die bis zur Ermittlung im darauf folgenden Jahr räumlich immobilen Schüler festgestellt werden kann, fehlen diese Angaben für alle anderen Personen. Nimmt man an, dass alle weggezogenen Besucher der Oberstufe den Abschluss<sup>23</sup> erreicht haben, ergibt sich auf den ersten Blick eine plausible Quote des erfolgreichen Abschlusses (siehe Abschnitt 3.2). Jedoch deuten die Erfolgsquoten räumlich immobiler Schüler darauf hin, dass diese Annahme nicht gerechtfertigt erscheint, sondern nur etwa für höchstens die Hälfte der weggezogenen Schüler ein erfolgreicher Abschluss erwartet werden kann (siehe Abschnitt 3.3). Gleichfalls lässt die Gegenüberstellung der Absolventenzahlen des Mikrozensuspanels mit der Bildungsstatistik (siehe Abschnitt 4.1; Abb. 8 und 9) darauf schließen, dass die Untererfassung der Absolventen im Mikrozensuspanel nur teilweise auf die Gruppe der ausgefallenen Schüler zurückgeführt werden kann.

Lässt man bei Analysen die Personen mit fehlenden Angaben außer Acht, hat dies aufgrund des geringeren Stichprobenumfangs nicht nur einen höheren Standardfehler der Koeffizienten zur Folge, sondern kann auch mit verzerrten Ergebnissen verbunden sein, wenn der Stichprobenausfall mit der interessierenden Variablen zusammenhängt.

Bei fehlenden Werten in einer (oder mehreren) Variablen liegen für die Modellierung Datenkonstellationen vor, die mittels Indikatorvariablen unterschieden werden können. Für Analyseeinheiten ohne fehlende Werte stehen vollständige Angaben zur interessierenden Variablen  $Y$  (z. B. Schulbesuch/Abschluss) sowie zu einer oder mehreren Kovariaten  $X$  zur Verfügung. Die Indikatorvariable  $R$  (Response) zeigt für diese Gruppe den Wert Null ( $R=0$ ) an. Für die Gruppe ausgefallener Personen mit fehlenden Angaben zu  $Y$  ( $R=1$ ) liegt dagegen nur  $X$  vor.  $Y$  setzt sich somit aus beobachteten („observed“) und fehlenden („missing“) Daten zusammen: ( $Y_{obs}$ ,  $Y_{mis}$ ). Der Einfachheit halber wird angenommen, dass  $X$  in jedem Fall beobachtet werden kann.

---

<sup>23</sup> Im Folgenden ist vereinfachend mit Abschluss oder Abitur immer sowohl die Allgemeine und Fachgebundene Hochschulreife als auch die Fachhochschulreife gemeint.

Betrachtet man das Entstehen fehlender Daten als Zufallsexperiment und den Indikator  $R$  als Zufallsvariable, können hinsichtlich der Zusammenhänge zwischen dem Ausfall und anderen Variablen drei Situationen unterschieden werden (Little und Rubin 2002: 11f.).<sup>24</sup> Die gemeinsame Verteilung der Analysevariablen  $(X, Y)$  und des Ausfallindikators  $R$  kann für ein statistisches Modell, in dem  $\theta$  und  $\varphi$  zu schätzende Parameter des unter inhaltlichen Aspekten interessierenden Strukturmodells bzw. des Ausfallmodells bezeichnen, wie folgt beschrieben werden:  $f(X, Y, R | \theta, \varphi) = f(X, Y | \theta, \varphi) f(R | X, Y, \varphi)$ . Die Ausfallfunktion auf der rechten Seite im zweiten Teil der Gleichung beschreibt die bedingte Wahrscheinlichkeit von Ausfällen, die abhängig von  $X, Y$  und  $\varphi$  sind.

Falls die Wahrscheinlichkeit eines Ausfalls bzw. fehlenden  $Y$ -Werts weder mit der interessierenden Variablen  $Y$  selbst noch mit den Kovariaten  $X$  zusammenhängt, gilt für alle  $Y$ -,  $X$ - und  $\varphi$ -Werte:  $f(R | X, Y, \varphi) = f(R | \varphi)$ . Diese Situation wird als völlig zufälliger Ausfall ("missing completely at random", MCAR) bezeichnet. Im Fall von MCAR entsprechen die lediglich auf Basis der Daten ohne Ausfälle ermittelten Analysen zum Zusammenhang zwischen  $Y$  und  $X$  den Ergebnissen, die man bei Berücksichtigung aller Befragten erhalten würde.

Hängt der Ausfall von  $X$ , aber nicht von  $Y$  ab:  $f(R | X, Y, \varphi) = f(R | X, Y_{obs}, \varphi)$ , entspricht dies dem Typ eines bedingt zufälligen Ausfalls ("missing at random"; MAR). Dies wäre beispielsweise der Fall, wenn Wegzüge mit dem Alter korrelieren, aber in jeder Altersgruppe kein Zusammenhang zwischen Abschluss und Ausfall besteht.

Im Fall zufälligen und bedingt zufälligen Ausfalls können in statistischen Modellen die Koeffizienten zum Zusammenhang zwischen  $Y$  und  $X$  unabhängig vom Ausfall geschätzt werden. Diese beiden Ausfalltypen werden deshalb als ignorierbar bezeichnet.

Ist jedoch die Wahrscheinlichkeit eines Ausfalls mit der abhängigen Variablen verbunden, d. h. wenn  $f(R | X, Y, \varphi) = f(R | X, Y_{obs}, Y_{mis}, \varphi)$  oder  $f(R | X, Y, \varphi) = f(R | X, Y_{mis}, \varphi)$  zutrifft, spricht man von nicht ignorierbaren Ausfällen ("nonignorable nonresponse" (NINR), bzw. "missing not at random" (MNAR)). In Verlaufsanalysen bedeutet dies, dass der Beobachtungszeitraum und das Ereignis nicht unabhängig sind. Der Zusammenhang zwischen dem Ausfall und der abhängigen Variablen muss dann explizit modelliert werden. Solche Modelle erlauben nicht nur die Prüfung inhaltlicher Hypothesen, sondern auch die Überprüfung von Annahmen über Zusammenhänge zwischen dem Ausfall und den Analysevariablen (Allison 2002; Baker und Laird 1988; Fay 1986; Little 1985; Rendtel 1995; Schafer 1997; Toutenburg

<sup>24</sup> Der Ausfallindikator wird bei Little und Rubin (2002)  $M$  (missing) genannt. Die nachstehende Darstellung folgt Copeland (2004: 14f.).

et al. 2004; Vermunt 1997a; Winship et al. 2002). Hierfür können Selektionsmodelle oder Pattern-Mixture Modelle verwendet werden.

In den von Heckman entwickelten, so genannten Selektionsmodellen wird angenommen, dass die Ausfälle von den (unbeobachteten)  $Y$ -Werten abhängen. Es wird eine gemeinsame Wahrscheinlichkeitsverteilung für  $Y$  und  $X$  sowie eine bedingte Wahrscheinlichkeit für die Ausfälle  $R$  spezifiziert:  $P(Y, X) P(R | Y, X)$ . Für metrische abhängige Variablen hat sich dieses Verfahren in der Praxis teilweise als problematisch herausgestellt (Little und Rubin 2002: 321-324; Stolzenberg und Relles 1997).

Bei dem als Alternative dazu entwickelten Pattern-Mixture Modell (Little 1993) wird die gemeinsame Wahrscheinlichkeit für  $Y$ ,  $X$  und  $R$  als  $P(Y, X | R) P(R)$  faktorisiert. Aber nicht nur beim Selektionsmodell, sondern auch beim Pattern-Mixture Modell gehen nicht überprüfbare Annahmen und Restriktionen in die Schätzung ein, z. B. in der Weise, dass die Zusammenhänge zwischen abhängiger und erklärenden Variablen in der Gruppe mit Ausfall denen der Gruppe ohne Ausfall entsprechen (Little 1993: 129). Ist man an Aussagen über Zusammenhänge in der Gesamtheit (einschließlich Ausfällen) interessiert, ist das Selektionsmodell zu präferieren, da für die Modellierung der strukturellen Zusammenhänge das gleiche Modell wie im Fall ohne Ausfälle verwendet wird (Allison 2002: 79).

Für die im Mikrozensus überwiegenden qualitativen Variablen kann das dem Typ der Selektionsmodelle zuzurechnende log-lineare Pfadmodell verwendet werden. Die gemeinsame Wahrscheinlichkeit von  $Y$  und  $R$  in Abhängigkeit von  $X$  ist  $p_{yr|x}$ . Die Likelihood dieses speziellen log-linearen Modells ist (Baker und Laird 1988: 63):

$$L = \left[ \prod_x \prod_y (p_{y0|x})^{n_{xy0}} \right] \left[ \prod_x (p_{+1|x})^{n_{x+1}} \right]$$

mit  $n_{xy0}$  Fallzahl der Merkmalskombination  $X$  und  $Y$  für die Gruppe ohne Ausfall ( $R=0$ )  
 $n_{x+1}$  Fallzahl der Merkmalskombination  $X$  für die Ausgefallenen ( $R=1$ ) mit unbekannten  $Y$ -Werten

Die Verteilung der interessierenden Variablen im ersten Teil der Likelihood hängt von den Ausfallmustern im zweiten Teil ab. Für ignorierbare Ausfälle (MCAR, MAR) entspricht der erste Teil der Likelihood einem Strukturmodell, in dem die inhaltlich relevanten Variablen

modelliert werden, der zweite Teil der Likelihood kann als Ausfallmodell betrachtet werden.<sup>25</sup>

Wegen der Konzentration auf eine explizite abhängige Variable wird das log-lineare Modell als Logit-Modell spezifiziert.<sup>26</sup> Bei ausschließlich diskreten Daten können die Koeffizienten eines Strukturmodells und die Koeffizienten des Ausfallmodells nicht vollständig unabhängig geschätzt werden (Vermunt 1997a: 77). Folglich ist bei diesen Modellen die idealtypische Unterscheidung zwischen ignorierbaren und nicht-ignorierbaren Ausfällen nicht mehr gegeben. Streng genommen sind somit bei Logit- bzw. log-linearen Modellen bereits MAR-Modelle als NINR-Modelle zu betrachten.

Da  $Y$  für die Ausgefallenen ( $R=1$ ) nicht beobachtbar ist, werden bei der Schätzung in einem ersten Schritt die Variablenzusammenhänge der Immobilen ( $R=0$ ) verwendet. In einem zweiten Schritt des iterativen Verfahrens erfolgt die Maximierung der Likelihood und Schätzung der Koeffizienten beider Teiltabellen mittels EM-Algorithmus (EM: Expectation, Maximisation). Im E-Schritt der Schätzung wird die folgende Reparametrisierung verwendet:  $p_{yr|x} = p_{y|x} p_{r|yx}$ ;  $p_{y|x} = (m_{xy} / m_{x+})$ ;  $p_{r|yx} = (M_{xyr} / M_{xy+})$ . Mit  $m$  werden die erwarteten Zellenbesetzungen für die Teiltabelle  $R=0$  und mit  $M$  die erwarteten Zellenbesetzungen der Gesamttabelle bezeichnet.

Erschwerend bei diesem Verfahren ist einerseits, dass die Gültigkeit der Ergebnisse nur von den Modellannahmen abhängt. Die Modelle bieten jedoch Möglichkeiten, Überlegungen zu testen, wie Ausfälle und Analysevariablen zusammenhängen. Zur Validierung können ansatzweise externe Datenquellen herangezogen werden. Andererseits stellt sich bei kleinen Stichproben oft das Problem, dass nicht alle Koeffizienten identifiziert werden können. Zusätzlich wird in den Modellen von einer uneingeschränkten Zufallsstichprobe ausgegangen, während dagegen das Mikrozensuspanel eine mehrfach geschichtete Klumpenstichprobe ist. Die Vernachlässigung der Klumpung ist i. d. R. mit einer Unterschätzung des Standardfehlers der Koeffizienten verbunden. Aufgrund von Tests kann jedoch davon ausgegangen werden, dass dieses Problem in den folgenden Analysen nicht von Bedeutung ist.<sup>27</sup> Außerdem ist zu

<sup>25</sup> Bei NINR-Modellen ist diese Unterscheidung allerdings nicht mehr möglich, da die Koeffizienten nicht mehr unabhängig voneinander geschätzt werden können.

<sup>26</sup> Beispielsweise entspricht bei drei Analysevariablen  $Y$ ,  $X1$  und  $X2$  das log-lineare Modell  $X1 + X2 + X1X2 + Y + YX1$  einem Logit-Modell, das neben den Regressionskonstanten für  $Y$  nur Koeffizienten für den Zusammenhang zwischen  $X1$  und  $Y$  ( $YX1$ ) enthält.

<sup>27</sup> Logit-Modelle für den bis 1999 erreichten Status (ohne Ausfälle) sowie für Ausfälle zeigten, dass sich die mittels robuster Varianzschätzung (siehe Wooldridge 2002: 401ff.), d. h. unter Berücksichtigung der Klumpung, ermittelten Ergebnisse nicht von Ergebnissen unterscheiden, die mit Standardverfahren unter der Annahme unabhängig identisch verteilter Beobachtungen geschätzt werden.

beachten, dass die Annahme einer Chi-Quadrat verteilten Likelihood-Ratio-Statistik aufgrund kleiner Zellenbesetzungen verletzt sein kann.

Um diese Schätzprobleme möglichst zu vermeiden und Erfahrungen zu sammeln, wird zunächst auf die Berücksichtigung zeitabhängiger Ausfallmuster verzichtet. Der Zusammenhang zwischen dem Ausfall mit den einzelnen Statusübergängen des Schulbesuchs bzw. Bildungsabschlusses von 1996 bis 1999 wird im Anschluss daran untersucht.

### **5.1 Modelle für den bis 1999 erreichten Abschluss**

Die folgenden Analysen beschränken sich auf die Gruppe der 16- bis 19-jährigen Besucher der gymnasialen Oberstufe im Jahre 1996 und ihr bis 1999 ermittelbares Bildungsergebnis (siehe hierzu Abb. 4-6). Temporäre Ausfälle und die nach 1996 zugezogenen Schüler werden aus zwei Gründen nicht berücksichtigt. Zwar ist anzunehmen, dass Zugezogene und Fortgezogene gleiche Eigenschaften aufweisen, jedoch fehlen bei den zugezogenen Personen mit Abitur die Informationen darüber, ob sie im Jahr zuvor die gymnasiale Oberstufe besucht haben. Bedingt man auf den Besuch der gymnasialen Oberstufe im Zuzugsjahr, sind die aus dieser Auswahl resultierenden Zellenbesetzungen für differenzierte Analysen zu klein. Aus diesen Gründen muss auf die Informationen von Zugezogenen verzichtet werden. Um schwache Zellenbesetzungen zu vermeiden, werden außerdem in der abhängigen Variablen (Status 1999;  $Y$ ) nur drei Kategorien unterschieden: Besucher der gymnasialen Oberstufe (1), Besucher einer beruflichen Schule und Personen ohne Schulbesuch (2), die als Abgänger von der gymnasialen Oberstufe zusammengefasst werden, sowie Absolventen mit Fachhochschulreife (FHR) oder allgemeiner Hochschulreife (AHR) (3), denen auch die Besucher einer Fachhochschule oder Hochschule ohne Angaben zum erreichten allgemein bildenden Schulabschluss zugerechnet werden. Die Gruppe der Absolventen umfasst dabei auch Personen, die nach dem festgestellten Abschluss umgezogen sind.<sup>28</sup> Für gültige Werte in  $Y$  ist der Ausfallindikator  $R$  gleich Null. Die bis 1999 weggezogenen Schüler, bei denen kein Abschluss ermittelt werden konnte, werden im Ausfallindikator mit  $R = 1$  kodiert.

In inhaltlicher Hinsicht ist zu beachten, dass aus Fallzahlgründen für die statistische Erklärung des bis 1999 erreichten Status nur wenige Indikatoren herangezogen werden können. Die Bundesländer (Variable  $L$ ) werden nach der Regelschulbesuchszeit unterschieden. Bei den Alterskohorten ( $K$ ; Alter zum Zeitpunkt 1996) werden 18- und 19-Jährige zusammengefasst.

---

<sup>28</sup> Nach Erreichen bzw. Ermittlung des Abschlusses sind 13,8 Prozent der Absolventen der hier verwendeten Teilstichprobe fortgezogen.

Die sozioökonomische Lage des Elternhauses wird durch den Bildungsstatus (B)<sup>29</sup> und die sozialrechtliche Stellung im Beruf (S)<sup>30</sup> des Familienvorstands (i. d. R. des Vaters) abgegrenzt.

Verschiedene Untersuchungen zur Bildungsungleichheit in Deutschland weisen darauf hin, dass Herkunftseffekte vorwiegend beim Übergang von der Grundschule auf weiterführende Schulen zu beobachten sind, während bei späteren Weichenstellungen in der Schullaufbahn aufgrund dieser zeitlich vorgelagerten Selektion die Zusammenhänge zwischen sozialer Herkunft und Bildungserfolg zurückgehen (Blossfeld und Shavit 1993; Henz und Maas 1995; Müller und Haun 1994; Schimpl-Neimanns 2000; vgl. auch Erikson und Jonsson 1996). Dem entsprechend wäre zu erwarten, dass sich Schüler verschiedener sozioökonomischer Lagen hinsichtlich der Wahrscheinlichkeiten eines erfolgreichen Besuchs der gymnasialen Oberstufe nur wenig unterscheiden. Da aber diese Informationen zur sozialen Herkunft und die anderen Variablen auch mit dem Ausfall korreliert sein können, werden sie sowohl im Struktur- als auch im Ausfallmodell berücksichtigt. Zunächst folgen einfache Datenbeschreibungen.

**Tabelle 7: Status bis 1999 der 16- bis 19-jährigen Besucher der gymnasialen Oberstufe 1996 (Zeilenprozentwerte)**

Variablen	Ohne Ausfall bis Abschluss-Ermittlung (R=0)					Mit Ausfall (R=1)
	Insges. (n)	Insges. (R=0)	darunter Gym. Ob.	Abgang	Abschluss	
<b>Land/Regelschulzeit (L)</b>						
13 Jahre/West	1.102	80,0	12,6	19,5	67,9	20,0
12 Jahre/Ost	207	77,3	6,3	16,2	77,5	22,7
<b>Alterskohorte 1996 (K)</b>						
16 Jahre	244	79,9	41,0	27,7	31,3	20,1
17 Jahre	414	78,7	10,1	20,6	69,3	21,3
18-19 Jahre	651	80,0	1,5	14,8	83,7	20,0
<b>Berufliche Stellung FV (S)</b>						
Nichterwerbst.	128	71,1	8,8	23,1	68,1	28,9
Arbeiter	276	72,1	12,6	29,6	57,8	27,9
Selbstständige	185	89,2	13,3	16,4	70,3	10,8
Beamte	192	84,9	11,0	9,8	79,2	15,1
Angestellte	528	80,3	11,3	17,7	71,0	19,7
<b>Bildungsniveau FV (B)</b>						
Hauptsch., k.A.	462	79,4	11,2	28,3	60,5	20,6
Mittlere Abschl.	446	80,0	13,7	17,7	68,6	20,0
FH, Hochschule	401	79,3	9,7	9,8	80,5	20,7

<sup>29</sup> Fehlende Angaben zum Bildungsabschluss bei 63 Familienvorständen sind mit der Kategorie "Hauptschule oder weniger" zusammengefasst worden. Dabei ist gewährleistet, dass diese Gruppe in Bezug auf die abhängige Variable ähnliche Verteilungen aufweist. Zu den mittleren Abschlüssen zählen Mittlere Reife, Polytechnische Oberschule, Fachhochschulreife und Abitur. Familienvorstände mit Fachhochschul- und Hochschulabschluss werden in der obersten Bildungsgruppe zusammengefasst.

<sup>30</sup> Aus den weiteren Analysen werden 29 Schüler ausgeschlossen, die nicht mehr bei den Eltern leben, so dass sich die Fallzahl gegenüber den in Abb. 4-7 dargestellten Auswertungen reduziert.



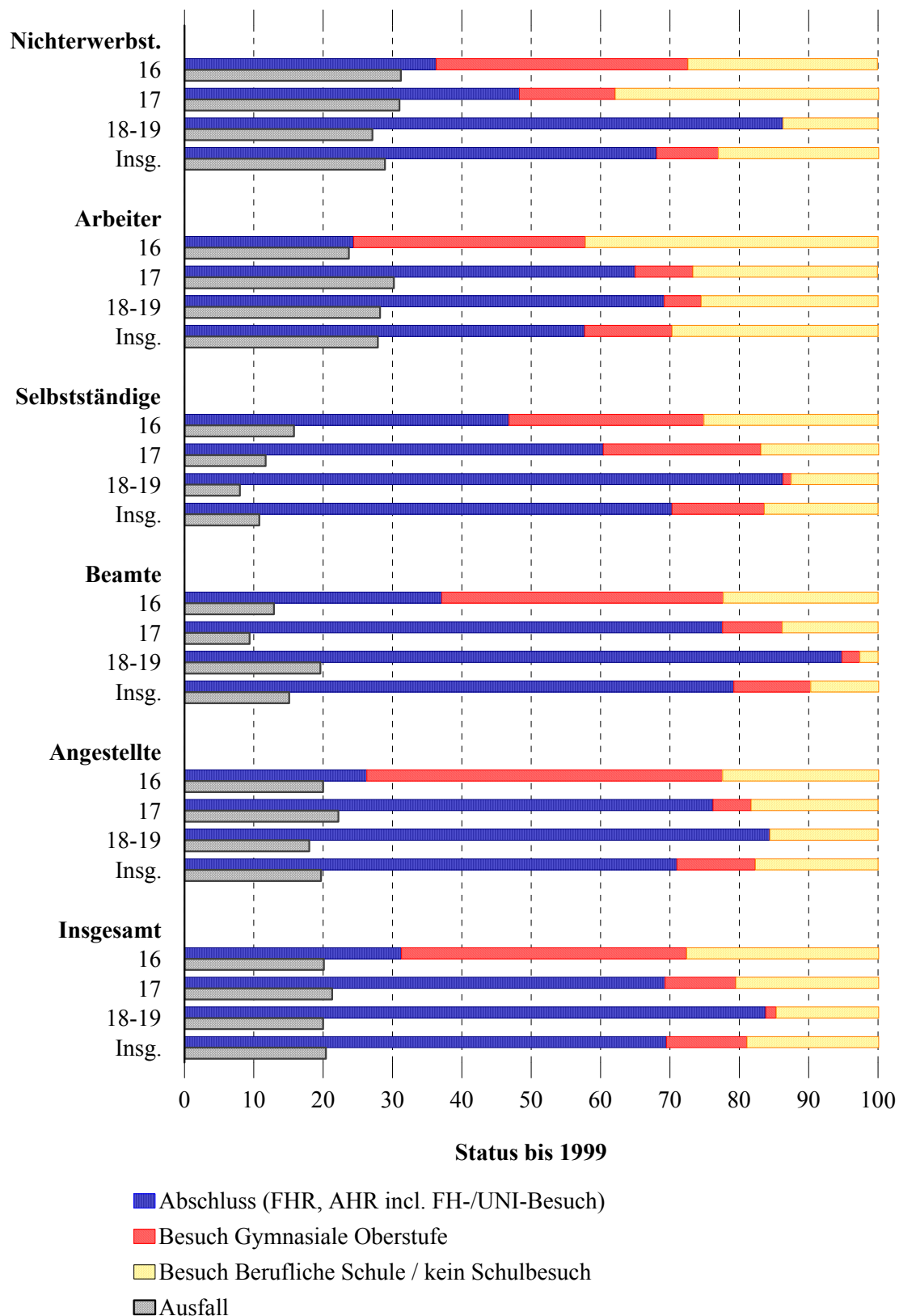
<b>Variablen</b>	<b>Ohne Ausfall bis Abschluss-Ermittlung (R=0)</b>					<b>Mit Ausfall (R=1)</b>
	<b>Insges. (n)</b>	<b>Insges. (R=0)</b>	<b>darunter Gym. Ob.</b>	<b>Abgang</b>	<b>Abschluss</b>	
<b>Insgesamt</b>	1.309	79,6	11,6	19,0	69,4	20,4

Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999, eigene Berechnungen

Tabelle 7 zeigt Randverteilungen der ausgewählten Variablen. Wie bereits im Abschnitt 3.3 (Abb. 4-7) zu sehen war, werden in den vier Bundesländern mit zwölfjähriger Regelschulzeit bis zum Abitur um rund zehn Prozentpunkte höhere Abschlussquoten als in den anderen Bundesländern ermittelt. Mit rund 84 Prozent erreichen 18- bis 19-jährige Schüler wesentlich häufiger den Abschluss als jüngere Schüler. In Bezug auf die Ausfallquoten unterscheiden sich beide Variablen nur gering. Dies trifft auch für das Bildungsniveau des Familienvorstands zu, jedoch variieren die Ausfälle deutlich nach der beruflichen Stellung des Familienvorstands. Mit einem Anteil von 28 Prozent fallen Jugendliche aus Arbeiterfamilien vor einem ermittelbaren Abschluss stärker aus als Kinder von Selbstständigen (10,8 %) oder Beamten (15,1 %). Zugleich liegt der Anteil ermittelter Abschlüsse bei Arbeiterkindern mit rund 58 Prozent deutlich niedriger als bei Beamtenkindern (79,2 %). Ähnliche herkunftsspezifische Unterschiede – sowohl in Bezug auf die berufliche Stellung als auch das Bildungsniveau des Familienvorstands – zeigen sich bei den Anteilen der vom Gymnasium abgegangenen Schüler; d. h. Besuchern beruflicher Schulen und Jugendlichen, die 1999 keine Schule mehr besuchen.

Diese ersten deskriptiven Befunde scheinen der oben skizzierten Hypothese schwacher Herkunftseffekte beim Abschluss der gymnasialen Oberstufe zu widersprechen. Aufgrund fehlender Kontrollvariablen und der bislang nicht geklärten Frage selektiver Ausfälle sowie der eingeschränkten Qualität der Angaben zum Schulbesuch und Bildungsabschluss sollte allerdings dieses Zwischenergebnis nicht überbewertet werden.

Die nach beruflicher Stellung des Familienvorstands und Alterskohorte differenzierten Verteilungen vermitteln weitere Aufschlüsse zum Zusammenhang zwischen Schulerfolg und Ausfall. In Abbildung 12 zeigt sich für jede Kategorie der Variablen „berufliche Stellung“ ein mit dem Alter korrelierter Anstieg der Anteile des erfolgreichen Schulabschlusses. Schüler aus Familien von Nichterwerbstätigen und Arbeitern unterscheiden sich sowohl durch einen überdurchschnittlichen Anteil bei den Abgängern der gymnasialen Oberstufe (Berufliche Schule/ohne Schulbesuch 1999) als auch bei den Ausfällen von den anderen Herkunftsgruppen, insbesondere Beamten.

**Abbildung 12: Status bis 1999 der Besucher der gymnasialen Oberstufe 1996 nach beruflicher Stellung des Familienvorstands und Alter - in Prozent**

Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999, eigene Berechnungen

Die Anteile für Ausfall beziehen sich auf alle Personen; die anderen Anteile beziehen sich nur auf Immobiler.

Unter der Annahme eines engen Zusammenhanges zwischen Ausfall und Abschluss ist zu erwarten, dass die kohortenspezifische Ausfallrate korrespondierend mit dem Anteil der Abschlüsse steigt. Betrachtet man dagegen die nach Kohorten differenzierten Gesamtverteilungen, zeigt sich eine im Wesentlichen konstante Ausfallrate. Nur für die Gruppe der Beamtenkinder trifft der erwartete Zusammenhang näherungsweise zu. Für die folgenden Modelle deuten diese vorläufigen Ergebnisse auf starke Zusammenhänge zwischen Alterskohorte und Status sowie schwache Zusammenhänge zwischen Ausfall und Alter hin. Zwischen Ausfall und beruflicher Stellung liegen dagegen stärkere Zusammenhänge vor.

Tabelle 8 zeigt die Ergebnisse von log-linearen Pfadmodellen zum Ausfall. Der Einfachheit halber wird nur die Logit-Spezifikation des zugrunde liegenden speziellen log-linearen Modells genannt (siehe Fußnote 26). Es werden zunächst verschiedene Modelle unter der Annahme eines weder mit der abhängigen noch mit unabhängigen Variablen zusammenhängenden Ausfalls (MCAR) berichtet.<sup>31</sup> Die Ergebnisse des Strukturmodells sind mit Analysen identisch, die unter Ausschluss der Ausfälle durchgeführt werden. Die Modellvergleiche 2 vs. 1 und 7 vs. 6 bestätigen den bereits auf Basis der deskriptiven Analyse gefundenen engen Zusammenhang zwischen Status und Alterskohorte (YK). Sowohl der durch das Pseudo-R<sup>2</sup> ermittelte Bruttoeffekt (Modell 2 vs. 1) als auch der Nettoeffekt (Modell 7 vs. 6) des Alters (K) beträgt jeweils rund 14 Prozent.<sup>32</sup> Die Erklärungskraft der anderen Variablen ist mit Abstand geringer. Der schwache Zusammenhang der Indikatoren der sozialen Herkunft mit dem bis 1999 ermittelbaren Schulbesuchs- bzw. Bildungsstatus korrespondiert mit den oben skizzierten Annahmen und Befunden. Der partielle Erklärungsbeitrag der Variable Stellung im Beruf des Familienvorstands (S) ist statistisch nicht signifikant (Modell 9 vs. 13). Dennoch bleibt diese Variable weiterhin im Strukturmodell, um eine gute Identifikation der Parameter des Ausfallmodells zu gewährleisten.

Unter den Modellen zur Annahme bedingt zufälliger Ausfälle (MAR) werden deshalb ausgehend von Modell 6 Zusammenhänge zwischen dem Ausfallindikator und den erklärenden Variablen geschätzt.<sup>33</sup> Hierbei zeigt sich, dass der Ausfall sehr stark mit der Variablen Stellung im Beruf (S) zusammenhängt und auf die Interaktionen mit den anderen Variablen praktisch verzichtet werden könnte (siehe Modellvergleich 15 vs. 13). Zu beachten ist, dass für die

---

<sup>31</sup> Die Modelle wurden mit dem Programm LEM (Vermunt 1997b) geschätzt.

<sup>32</sup> Das Pseudo-R<sup>2</sup> eines gegebenen Logit-Modells M ist:  $R^2 = 1 - (\text{Log-Likelihood M} / \text{Log-Likelihood } M_0)$ , wobei  $M_0$  das Modell bezeichnet, das nur die Regressionskonstanten enthält. Das Pseudo-R<sup>2</sup> ist im Vergleich zum R<sup>2</sup> der linearen Regression i. d. R. wesentlich niedriger. Werte über  $R^2 = 0,2$  sprechen für eine außerordentlich gute Modellanpassung (Hensher und Johnson 1981: 51).

<sup>33</sup> Weil ausschließlich diskrete Daten analysiert werden, zählen streng genommen die MAR-Modelle bereits zu den NINR-Modellen (siehe Seite 33).

Ausfallmodelle die durch das Pseudo- $R^2$  gemessene statistische Erklärungsleistung bei 2,7 Prozent liegt, d. h. die verwendeten Variablen insgesamt nicht hoch mit dem Ausfall korrelieren.

**Tabelle 8: Log-lineare Modelle zum Ausfall und Status bis 1999 der 16- bis 19-jährigen Besucher der gymnasialen Oberstufe 1996**

#	Logit-Spezifikation	Log-Likelihood	Parameter	Likelihood-Ratio-Statistik					R² (in %)		
				#	G²	df	P	AIC	BIC	Struktur-mod.	Ausfall-mod.
MCAR-Modelle											
1	(Y) (R)	-5.845,51	3					11.697	11.713	0	
2	#1 + YK	-5.726,11	7	1	238,80	4	0,00	11.466	11.502	14,0	
3	#1 + YL	-5.841,51	5	1	7,99	2	0,02	11.693	11.719	0,5	
4	#1 + YS	-5.831,29	11	1	28,44	8	0,00	11.685	11.742	1,7	
5	#1 + YB	-5.823,22	7	1	44,58	4	0,00	11.660	11.697	2,6	
6	#1 + YK, YL, YS, YB	-5.688,10	21	1	314,82	17	0,00	11.418	11.527	18,4	
7	#6 - YK	-5.811,55	17	6	246,90	4	0,00	11.657	11.745	4,0	
8	#6 - YL	-5.700,29	19	6	24,39	2	0,00	11.439	11.537	17,0	
9	#6 - YS	-5.695,55	13	6	14,90	8	0,06	11.417	11.484	17,6	
10	#6 - YB	-5.699,44	17	6	22,69	4	0,00	11.433	11.521	17,1	
MAR-Modelle											
11	#6 + RK	-5.687,96	23	6	0,28	2	0,87	11.422	11.541	18,4	0,0
12	#6 + RL	-5.687,70	22	6	0,79	1	0,37	11.419	11.533	18,4	0,1
13	#6 + RS	-5.673,14	25	6	29,92	4	0,00	11.396	11.526	18,4	2,3
14	#6 + RB	-5.688,06	23	6	0,09	2	0,96	11.422	11.541	18,4	0,0
15	#6 + RK, RL, RS, RB	-5.670,16	30	6	35,89	9	0,00	11.400	11.556	18,4	2,7
				13	5,97	5	0,31				
NINR-Modell											
16	#6 + RS, RY	-5.672,80	27	13	0,68	2	0,71	11.400	11.539	18,8	4,8

Aikake Informationskriterium AIC = -2 \* Log-Likelihood + 2 \* Anzahl der Parameter

Bayesianisches Informationskriterium BIC = -2 \* Log-Likelihood + ln(Stichprobengröße) \* Anzahl der Parameter

Ob über den Zusammenhang zwischen der Stellung im Beruf des Familienvorstands (S) und dem Ausfall hinausgehend zusätzlich ein nicht ignorierbarer Ausfall vorliegt, wird mit dem NINR-Modell 16 geprüft. Zwar steigt das für diese Teiltabelle ermittelte Pseudo- $R^2$  auf fast fünf Prozent an, doch ist die für die Gesamtdaten ermittelte statistische Erklärung dieses Modells nicht signifikant vom Modell 13 verschieden. Die Modellergebnisse sprechen somit für die Annahme eines Ausfalls, der hauptsächlich mit der Variablen Stellung im Beruf des Familienvorstands (S) zusammenhängt. Sie passen zu den deskriptiven Befunden (siehe Tab. 7 und Abb. 12). Die für die Ausfallgruppe durch das Modell 13 geschätzten Anteile entsprechen den Verteilungen in Tabelle 7. Gleichwohl kann die Akzeptanz der MAR-Annahme nur

als ein vorläufiges Ergebnis zählen, da bisher keine Angaben über den Zeitpunkt des Ausfalls bzw. Wegzugs berücksichtigt wurden.

## 5.2 Modelle für einzelne Statusübergänge

Mithilfe weiterer Informationen zum Ausfall kann die Schätzung der Ausfallwahrscheinlichkeiten verbessert werden. Insbesondere ermöglicht die Verbleibsdauer im Panel einen differenzierteren Vergleich zwischen räumlich mobilen und immobilen Schulbesuchern. Im Unterschied zu den obigen Modellen kann bei der Berücksichtigung einzelner Statusübergänge nicht nur die MAR-Annahme untersucht werden, in welcher Weise der Ausfall mit soziodemografischen Variablen verbunden ist, sondern auch, ob der Ausfall mit dem davor eingenommenen Status in Beziehung steht.

Um zu schwache Zellenbesetzungen zu vermeiden, wird die Variable Bildungsniveau des Familienvorstandes (B) nicht weiter berücksichtigt. In Bezug auf Statusübergänge treten strukturelle Nullzellen auf. Insbesondere ist bei der Kategorie Abschluss zu beachten, dass nachfolgende Übergänge zum Besuch der gymnasialen Oberstufe oder Wechsel in die Kategorie Abgang von der Oberstufe (Berufliche Schule/kein Schulbesuch) nicht möglich sind. Gleichfalls sind für Abgänger Wechsel zum Status Abschluss und Schulbesuch ausgeschlossen.<sup>34</sup> Im Strukturmodell werden aus diesen Gründen die Übergänge vom Besuch der gymnasialen Oberstufe zum Abgang und zum Abschluss modelliert. Von diesen beiden Zuständen aus kann im Zeitverlauf infolge eines Wegzugs allerdings ein Wechsel zum Ausfall erfolgen.

Analog zum Strukturmodell lassen sich im Ausfallmodell ebenfalls Übergangswahrscheinlichkeiten (z. B.:  $R_t R_{t-1}$  oder  $R_t Y_{t-1}$ ) schätzen (vgl. Conaway 1992, 1993). Da die in der Analyse herangezogenen Daten keine nach 1996 zugezogenen und temporär ausgefallenen Personen enthalten, liegen so genannte geschachtelte oder monotone Ausfallmuster vor. Bei der Modellierung sind die logisch unmöglichen Übergänge (z. B. von Ausfall 1997 zu Teilnahme 1998) als strukturelle Nullzellen zu behandeln.

Selbst mit den wenigen für die Analyse herangezogenen Variablen können für die Übergänge 1996 bis 1999 eine Vielzahl von Modellen geschätzt werden. Tabelle 9 enthält die Ergebnisse für einige unter inhaltlichen und methodischen Aspekten ausgewählte Modelle. Den Startpunkt der Analysen stellt das MCAR-Modell 1 dar, das im Strukturteil die Interaktionen

---

<sup>34</sup> Der temporäre Abgang von der gymnasialen Oberstufe und spätere Wiedereintritt ist zwar prinzipiell möglich. Entsprechende Übergangsmuster finden sich auch in den Daten, sie lassen sich aber nicht klar von inkonsistenten Antworten abgrenzen. Da es sich um insgesamt nur 58 Schüler handelt, wurden solche Angaben nach Dateninspektionen in Übergangsmuster rekodiert, in denen Wechsel von Abgang zu Schulbesuch oder Abschluss nicht mehr vorkommen.

zwischen den Statusvariablen  $Y_t$  mit den drei Analysevariablen Alterskohorte (K), Bundesland (L) und Stellung im Beruf des Familienvorstands (S) enthält. Darüber hinaus werden in diesem Modell mit den Regressionskoeffizienten zu  $Y_t Y_{t-1}$  die Übergangswahrscheinlichkeiten von der gymnasialen Oberstufe zu Abgängen und Abschlüssen geschätzt. Die Modelle 2 bis 4, in denen die Interaktionen jeweils einer Analysevariablen aus Modell 1 herausgenommen sind, zeigen, dass das Alter (K) am stärksten mit den Statusvariablen  $Y_t$  zusammenhängt.

**Tabelle 9: Log-lineare Pfadmodelle zum Ausfall und Status 1997 bis 1999 der 16- bis 19-jährigen Besucher der gymnasialen Oberstufe 1996**

#	Logit-Spezifikation	Log- likeli- hood	Pa- ram	Likelihood-Ratio-Statistik					R² (%) Ausfall- mod.	
				#	G²	df	P	AIC		BIC
MCAR-Modelle										
1	Y <sub>t</sub> K, Y <sub>t</sub> L, Y <sub>t</sub> S, Y <sub>t</sub> Y <sub>t-1</sub> , R	-5.426,92	80					11.014	11.428	
2	#1 - Y <sub>t</sub> K	-5.742,39	68	1	630,95	12	0,00	11.621	11.973	
3	#1 - Y <sub>t</sub> L	-5.471,06	74	1	88,28	6	0,00	11.090	11.473	
4	#1 - Y <sub>t</sub> S	-5.459,15	56	1	64,46	24	0,00	11.030	11.320	
MAR-Modelle										
5	#1 + R <sub>t</sub> K	-5.415,84	86	1	22,16	6	0,00	11.004	11.449	0,9
6	#1 + R <sub>t</sub> L	-5.422,37	83	1	9,10	3	0,03	11.011	11.440	0,4
7	#1 + R <sub>t</sub> S	-5.407,63	92	1	38,58	12	0,00	10.999	11.476	1,6
8	#1 + R <sub>t</sub> K, R <sub>t</sub> L, R <sub>t</sub> S	-5.391,75	101	1	70,33	21	0,00	10.986	11.508	3,0
9	#8 - R <sub>t</sub> K	-5.403,49	95	8	23,48	6	0,00	10.997	11.489	2,0
10	#8 - R <sub>t</sub> L	-5.396,94	98	8	10,38	3	0,02	10.990	11.497	2,6
11	#8 - R <sub>t</sub> S	-5.409,92	89	8	36,34	12	0,00	10.998	11.459	1,5
NINR-Modelle										
12	#8 + R <sub>t</sub> Y <sub>t-1</sub>	-5.384,22	105	8	15,07	4	0,00	10.978	11.522	4,1
13	#8 + R <sub>98</sub> Y <sub>98</sub> , R <sub>99</sub> Y <sub>99</sub>	-5.383,96	105	8	15,58	4	0,00	10.978	11.522	5,1

Die auf Modell 1 aufbauenden MAR-Modelle<sup>35</sup> ermitteln zunächst die Bruttoeffekte des Zusammenhangs zwischen dem Ausfall und den unabhängigen Variablen (Modelle 5-7 vs. Modell 1). Wie anhand des Pseudo-R<sup>2</sup> für die Ausfallgruppe zu erkennen, ist der Bruttoeffekt der Variablen Stellung im Beruf des Familienvorstands (S) am stärksten.<sup>36</sup> Dies gilt auch in

<sup>35</sup> Auch hier gilt die auf Seite 33 genannte Einschränkung zu der ungenauen Unterscheidung zwischen MAR- und NINR-Modellen. Da aber die Koeffizienten zu den inhaltlich interessierenden Analysevariablen des Strukturmodells bei den verschiedenen Modellen weitgehend stabil sind (siehe Tabelle A2), werden die idealtypischen Modellbezeichnungen dennoch verwendet.

<sup>36</sup> Aus Platzgründen werden für das Strukturmodell keine Pseudo-R<sup>2</sup>-Werte berichtet. Siehe dazu für ausgewählte Modelle Tabelle A2 im Anhang. Die im Zeitverlauf beachtlich ansteigende statistische Erklärung ist insbesondere auf die Modellierung der Übergangswahrscheinlichkeiten  $Y_t Y_{t-1}$  zurückzuführen.

Bezug auf die Nettoeffekte (Modelle 9-11 vs. Modell 8). Das partielle Pseudo- $R^2$  der Variablen Stellung im Beruf beträgt rund 1,5 Prozent, während der partielle Effekt der Variablen Bundesland (L) bei einem Prozent und der Effekt der Kohorte (K) bei nur 0,4 Prozent liegen.

Unter der Annahme, dass der Wegzug mit der Situation vor dem Ausfall in Beziehung steht, werden in Modell 12 Interaktionen zwischen dem Ausfall ( $R_t$ ) und dem Status vor dem Ausfall ( $Y_{t-1}$ ) geschätzt. Hierbei handelt es sich um ein Modell zum nicht ignorierbaren Ausfall (NINR), da beispielsweise für Schüler, die 1997 ausgefallen sind, der Schulbesuchsstatus 1998 nicht beobachtet wird. Gegenüber dem MAR-Modell 8 kann mit dem Modell 12 eine zwar eher schwache, aber signifikant größere statistische Erklärung erreicht werden. Im nächsten Schritt wird modelliert, dass der Ausfall mit dem nicht beobachteten Status zu dem gegebenen Zeitpunkt ( $R_t Y_t$ ) zusammenhängt.<sup>37</sup> Mit diesem Modell lässt sich die statistische Erklärung im Vergleich zum MAR-Modell 8 weiter verbessern. Die statistischen Kennziffern der Modelle 12 und 13 sind aber praktisch gleich. Diese Ergebnisse sprechen zunächst für die Annahme selektiver Ausfälle bzw. Umzüge in Abhängigkeit vom (früheren bzw. gegenwärtigen) Status. Sie widersprechen damit den im Abschnitt 5.1 gezogenen vorläufigen Schlussfolgerungen.

Orientiert man sich bei der Modellwahl zunächst nur an den AIC-Werten, kommen sowohl die beiden NINR-Modelle 12 und 13 als auch – mit Abstand – das MAR-Modell 8 als die Modelle mit den besten (niedrigsten) AIC-Werten in Frage.<sup>38</sup> Diese Entscheidung ist mit weitreichenden Konsequenzen verbunden. Das MAR-Modell impliziert, dass die infolge von Ausfällen fehlenden Werte die Schätzung der Zusammenhänge zwischen den Analysevariablen ( $Y$ ,  $X$ ) im Strukturmodell nicht beeinträchtigen, sofern entsprechende Kontrollvariablen im Modell enthalten sind. Unter der MAR-Annahme kann man mit dem Kehrwert der Wahrscheinlichkeit für die Immobilität gewichten und erhält damit konsistente Schätzer. Dieses Vorgehen zur Korrektur der Ausfälle ist nicht bzw. nur stark eingeschränkt unter der Annahme eines nicht ignorierbaren Ausfalls möglich. Denn bei Akzeptanz eines NINR-Modells wird gerade davon ausgegangen, dass der Ausfall vom (nicht beobachteten) Status  $Y$  abhängt. Dies wäre – so die Ausgangshypothese – der Fall, wenn Oberstufenschüler nach dem Abitur umziehen bevor der Abschluss im Mikrozensus durch den Vergleich der Angaben der Erhebungszeitpunkte festgestellt werden kann. Unter NINR-Annahme müssen, wie in den obigen

<sup>37</sup> Aufgrund von Identifikationsproblemen der Parameter für den Zeitpunkt 1997 können nur die Koeffizienten zu  $R_{98}Y_{98}$  und  $R_{99}Y_{99}$  geschätzt werden.

<sup>38</sup> Nach den BIC-Werten wäre sogar das MCAR-Modell 4 zu präferieren, da aber die verbrauchten Freiheitsgrade eines Modells bei AIC stärker gewichtet werden, ist AIC vorzuziehen.

Modellen, der Ausfall und das jeweils interessierende inhaltliche Modell simultan geschätzt werden.

Mithilfe der unter den jeweiligen Modellannahmen geschätzten Anteile der abhängigen Variablen ist es ansatzweise möglich, einzuschätzen, wie plausibel diese völlig verschiedenen Annahmen sind. Tabelle 10 enthält die zum Zeitpunkt 1999 geschätzten Anteile der abhängigen Variablen für die räumlich mobilen Schüler, die sich bis 1999 auf 28 Prozent des Anfangsbestandes aufsummieren. Die durch das Modell 4 unter der Annahme eines rein zufälligen Ausfalls (MCAR) geschätzten Anteile entsprechen im Wesentlichen den für die Immobilien geschätzten Anteilen. Das MCAR-Modell 4 bietet sich deshalb als Vergleichsbasis an. Unter der Annahme, dass die Ausfälle zwar mit den unabhängigen Variablen, aber nicht mit dem Schulbesuchs- bzw. Abschlussstatus ( $Y_t$ ) verbunden sind, werden im MAR-Modell 8 ein niedrigerer Anteil von Schulabgängern (17,5 %), deutlich niedrigere Anteile des Schulbesuchs (7,9 %) und ein etwas höherer Anteil der Absolventen (74,6 %) geschätzt. Im Unterschied zum MAR-Modell 8 werden durch die Modelle 12 und 13, die zusätzlich zur MAR-Annahme einen nicht ignorierbaren Ausfall unterstellen, weniger Oberstufenschüler und Absolventen, dagegen aber erheblich mehr Schulabgänger geschätzt.

**Tabelle 10: Geschätzter Status 1999 verschiedener Modelle nach der Stellung im Beruf des Familienvorstands für die Ausfallgruppe – Spaltenprozentwerte**

Status 1999 ( $\hat{Y}_{99}$ )	Stellung im Beruf des Familienvorstands					
	Insgesamt	Nichterwerbstätige	Arbeiter	Selbstständige	Beamte	Angestellte
<b>MCAR-Modell 1</b>						
Gym. Oberstufe	10,5	8,0	10,1	13,0	10,5	10,5
Abgang	18,1	22,5	29,9	12,8	8,7	16,2
Abschluss	71,4	69,6	60,0	74,2	80,8	73,3
<b>MAR-Modell 8</b>						
Gym. Oberstufe	7,9	6,3	8,0	9,6	8,0	8,0
Abgang	17,5	20,7	27,7	11,4	7,8	14,7
Abschluss	74,6	73,0	64,4	79,1	84,2	77,4
<b>NINR-Modell 12</b>						
Gym. Oberstufe	6,5	5,1	6,1	8,4	7,0	6,7
Abgang	24,2	28,5	37,8	15,3	10,6	20,7
Abschluss	69,2	66,4	56,1	76,3	82,4	72,6
<b>NINR-Modell 13</b>						
Gym. Oberstufe	7,2	5,3	6,6	9,9	7,6	7,5
Abgang	27,7	34,0	42,2	17,1	12,8	23,8
Abschluss	65,1	60,8	51,2	73,0	79,5	68,7



Die beiden NINR-Modelle unterscheiden sich vorrangig hinsichtlich des Absolventenanteils, der mit Modell 13 niedriger als mit Modell 12 geschätzt wird. Diese Unterschiede hängen mit den verschiedenen Annahmen über die Ausfälle zusammen. Während im NINR-Modell 12 ein Zusammenhang mit dem vorherigen Status ( $R_t Y_{t-1}$ ) angenommen wird, geht das NINR-Modell 13 davon aus, dass der Ausfall mit dem zeitgleichen (nicht beobachteten) Status zusammenhängt ( $R_t Y_t$ ).

Differenziert man die Schätzungen in Tabelle 10 nach der beruflichen Stellung des Familienvorstands, steigen die Abschlussquoten des MAR-Modells gegenüber dem MCAR-Modell zulasten der Anteile für den Schulbesuch und für die Abgänger. Die durch das MAR-Modell geschätzten Anteile liegen mit bis zu fünf Prozentpunkten Unterschied vergleichsweise nahe bei den MCAR-Schätzungen. Hinsichtlich der durch die NINR-Modelle geschätzten Anteile sind jedoch für die Gruppen der Nichterwerbstätigen und Arbeiter für den Abgang und Abschluss größere Prozentsatzdifferenzen im Vergleich zum MCAR-Modell festzustellen. Während zum Beispiel mit dem MCAR-Modell für Arbeiterkinder der Anteil der Oberstufenabgänger auf rund 30 Prozent geschätzt wird, liegen diese Werte im Modell 12 bzw. Modell 13 mit 38 bzw. 42 Prozent um 6 bzw. 12 Prozentpunkte höher. Dies erscheint plausibel, da in der deskriptiven Analyse (siehe Tab. 7 und Abb. 12) bei Kindern von Arbeitern und Nichterwerbstätigen sowohl überdurchschnittliche Ausfälle als auch höhere Abgängerquoten festgestellt wurden. Dennoch sollte weiter darüber nachgedacht werden, weshalb gerade die Variable Stellung im Beruf des Familienvorstands so eng mit dem Ausfallgeschehen interagiert.

Die Abgänger von der Oberstufe setzen sich aus Besuchern beruflicher Schulen und Personen ohne Schulbesuch zusammen. Diese Jugendlichen verfügen i. d. R. über ein höheres eigenes Einkommen als Jugendliche, die noch die Oberstufe besuchen. Der enge Zusammenhang zwischen Oberstufenabgang und Ausfall wäre dann damit zu erklären, dass diese Gruppe aufgrund der größeren materiellen Unabhängigkeit von den Eltern eher von zu Hause auszieht. Untersucht man aber die herkunftsspezifischen Auszugsmuster für die Panelausfälle, zeigt sich auf der Personenebene eine unterdurchschnittliche Rate des Auszugs aus dem (weiter befragten) Elternhaushalt für Kinder von Arbeitern (51 % vs. 62 % insgesamt). Dagegen ist auf der Haushaltsebene für Kinder von Arbeitern mit 49 Prozent eine überdurchschnittliche Haushaltsmobilität (38 % insgesamt) festzustellen. Wenn aber die Ausfälle der Arbeiterkinder mit einer höheren Umzugswahrscheinlichkeit des gesamten Haushalts zusammenhängen, dann spricht dies insgesamt eher für die Annahme bedingt zufälliger Ausfälle (MAR) in Abhängigkeit von der Stellung im Beruf des Familienvorstands.

Es wäre nicht sachgerecht, ein Modell und die damit verbundene Annahme zum Ausfallgeschehen ausschließlich aufgrund des AIC-Kriteriums und den Plausibilitätsüberlegungen zu den geschätzten Anteilen zu präferieren. Wie oben angesprochen, können diese statistischen Verfahren dabei helfen, darüber nachzudenken, wie die Ausfälle zustande gekommen sind und gegebenenfalls Korrekturverfahren für die fehlenden Daten zu entwickeln. Die Modellergebnisse selbst sind allerdings von den für die Gruppe ohne Ausfälle vorliegenden Daten und den zugrunde liegenden Annahmen, hier insbesondere dem Ausschluss höherer Interaktionen, abhängig. Des Weiteren gehen die Modelle von fehlerfreien Daten aus. In Bezug auf die festgestellten Inkonsistenzen der Bildungsangaben ist dies eine kritische Annahme. Darüber hinaus lassen sich auf Basis der verwendeten Daten die Modellannahmen nicht prüfen (Allison 2002: 4-5). Da für die ausgefallenen Schüler keine Informationen zu ihrem erreichten Status vorliegen, kann die MAR-Annahme nicht kontrolliert werden, ob sich die Gruppen der vor Ermittlung des Abschlusses weggezogenen und nicht weggezogenen Schüler hinsichtlich der beruflichen Stellung des Familienvorstands systematisch unterscheiden. Zur Validierung der NINR-Modelle sind fundierte a priori-Kenntnisse sowie externe Daten notwendig. Zu der hier untersuchten Fragestellung liegen jedoch solche Informationen nur sehr begrenzt vor.

Eine Möglichkeit, die Plausibilität der Modelle näherungsweise zu prüfen, ist durch den Vergleich der Ergebnisse des Mikrozensuspanels mit den Absolventenzahlen der Bildungsstatistik gegeben. Gilt die Annahme bedingt zufälligen Ausfalls (MAR), kann eine Ausfallkorrektur durch Gewichtung mit dem Kehrwert der Wahrscheinlichkeit für die Immobilität erreicht werden. Für die Schätzung dieser Wahrscheinlichkeiten wird im Folgenden die Variable Stellung im Beruf des Familienvorstands herangezogen.

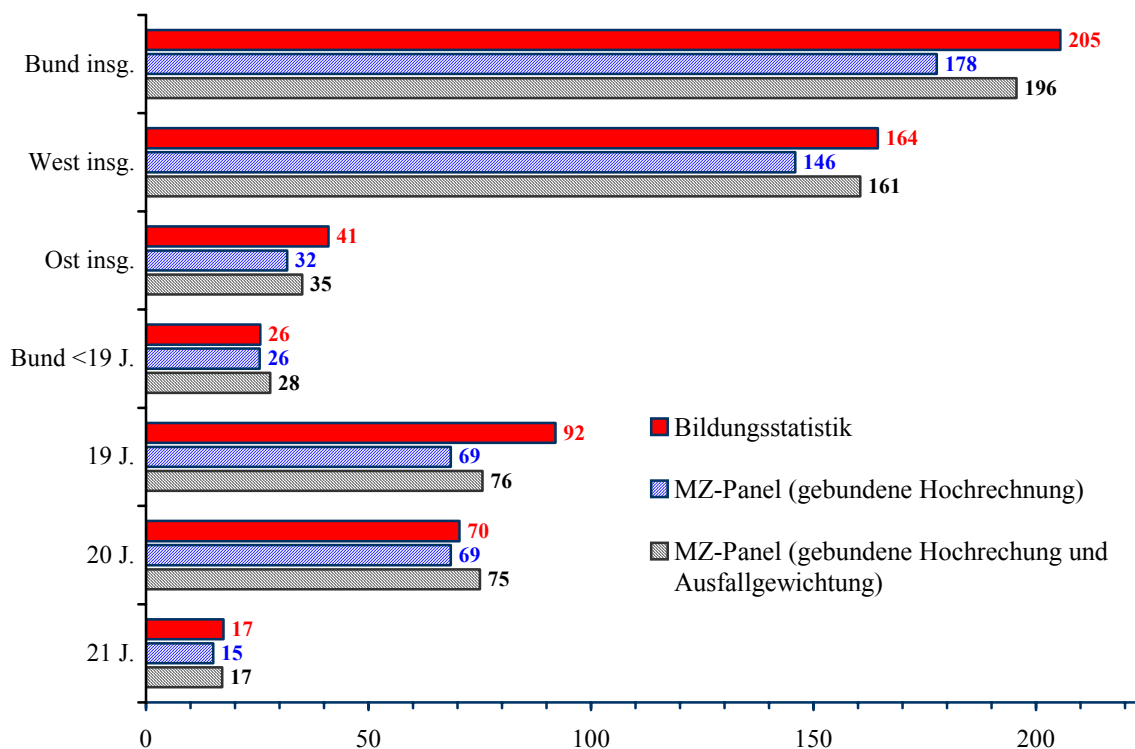
Abbildung 13 zeigt, dass die Absolventen bei einfacher gebundener Hochrechnung<sup>39</sup> im Mikrozensuspanel im Vergleich zur Bildungsstatistik um 13 Prozent (177,7 tsd. vs. 205,4 tsd. Absolventen) untererfasst sind. Bei Ausfallgewichtung reduziert sich diese Untererfassung auf weniger als fünf Prozent. In den Ländern mit zwölfjähriger Regelschulzeit kann eine Verringerung der Untererfassung von 23 auf 14 Prozent erreicht werden. Für Westdeutschland ist der Rückgang von elf auf zwei Prozent erheblich stärker. Konzentriert man sich beim Alter auf die beiden großen Gruppen, zeigt sich bei den 19-Jährigen mit einer besseren Anpassung der ausfallgewichteten Panelergebnisse an die Bildungsstatistik, aber einer Übererfassung bei den 20-Jährigen, ein gemischtes Ergebnis, das jedoch aufgrund von Vergleichbarkeitsproblemen der Altersangaben (siehe Fußnote 22) nur eingeschränkt aussagefähig ist.

---

<sup>39</sup> Siehe zur Hochrechnung Fußnote 21.

In Bezug auf die Annahmen bedingt zufälliger vs. nicht ignorierbarer Ausfälle ist zu beachten, dass beide NINR-Modelle die Absolventenanteile für die ausgefallenen Schüler um fünf bzw. zehn Prozentpunkte geringer schätzen als das MAR-Modell. Folglich würden sich mit einer den NINR-Annahmen entsprechenden Ausfallgewichtung größere Abweichungen zur Bildungsstatistik ergeben als bei der hier vorgenommenen Gewichtung unter der MAR-Annahme. Dies spricht für die Annahme bedingt zufälliger Ausfälle.<sup>40</sup> Es sollte aber nicht außer Acht bleiben, dass im Grunde genommen keine entscheidungsfähige Situation vorliegt, da die Daten des Mikrozensuspanels infolge von Fehlklassifikationen im Unterschied zur Bildungsstatistik auch Schüler beruflicher Schulen enthalten.

**Abbildung 13: Absolventen allgemein bildender Schulen (bis 21 Jahren) mit Allgemeiner Hochschulreife 1996 nach Region und Alter (Geburtsjahr) (in 1.000)**



**Quellen:**

Bildungsstatistik: Statistisches Bundesamt 1997a,b (siehe Erläuterungen zu Abb. 8 und 9)

Mikrozensuspanel mit gebundener Hochrechnung (ungewichtete Fallzahlen: n=261)

Mikrozensuspanel mit gebundener Hochrechnung und Ausfallgewichtung mit dem Kehrwert der Wahrscheinlichkeit für Immobilität nach der Stellung im Beruf des Familienvorstands.

<sup>40</sup> Spätere Replikationen mit den im Teilprojekt Methoden erstellten Gewichtungsvariablen werden zeigen, ob sich mit zusätzlichen Korrekturfaktoren weitere Verbesserungen erzielen lassen.

## 6. Zusammenfassung und Bewertung der Selektivitätsprobleme

Mit der Zusammenführung der Rotationsviertel des Mikrozensus bieten sich für die Forschung eine Vielzahl innovativer Analysemöglichkeiten. Das zentrale methodische Problem dieses neuen Datenbestandes besteht jedoch darin, dass die aus einem Auswahlbezirk wegziehenden Personen und Haushalte nicht weiter befragt werden und somit alle Verlaufsanalysen unter dem Risiko verzerrter Ergebnisse stehen. Diese Verzerrung kann je nach Fragestellung und dem jeweiligen Zusammenhang zwischen Mobilität bzw. Panelausfall und den interessierenden Variablen unterschiedlich ausfallen. In diesem Bericht wurden die Möglichkeiten für Verlaufsanalysen und die Frage selektiver Ausfälle am Beispiel von Bildungsverläufen zum Besuch der gymnasialen Oberstufe bis zum erfolgreichen Abschluss mit dem Abitur untersucht. Im Folgenden werden die wichtigsten Ergebnisse zusammengefasst. Sie beziehen sich auf die grundsätzlich durch das Erhebungsdesign als Querschnittsbefragung restringierten Möglichkeiten für Verlaufsanalysen, die Qualitäts- und Validitätsaspekte der Bildungsangaben des Mikrozensus im weiteren Sinne sowie spezifisch zum ermittelten Ereignis "Abschluss" und schließlich die zentrale Frage selektiver Ausfälle.

Die Feststellung, welche Oberstufenschüler das Abitur erreichen, ist schon aufgrund der auf eine Berichtswoche fixierten jährlichen Befragungen nicht einfach. Alle Angaben zum Schulbesuch und Bildungsabschluss beziehen sich auf das Frühjahr.<sup>41</sup> Da das Bildungsergebnis "Abitur" aber später feststeht und das Abschlussjahr nicht bekannt ist, kann der Abschluss erst in der ein Jahr darauf folgenden Befragung ermittelt werden, sofern die Absolventen bis dahin noch im ausgewählten Haushalt des Auswahlbezirks wohnen. Es kommt jedoch zu selektiven Ausfällen, weil sowohl Abiturienten als auch sonstige Abgänger der gymnasialen Oberstufe häufiger als andere Gruppen wegziehen.

Bisher konnten Auswertungen der Querschnittsdaten des Mikrozensus entweder nur zum Schulbesuch bzw. zur Bildungsbeteiligung oder zum Bildungsabschluss vorgenommen werden. Erstmals ist es auf der Basis der Paneldaten möglich, Bildungsverläufe innerhalb des durch das Erhebungsdesign vorgegebenen Beobachtungsfensters von vier Zeitpunkten bis zum Abschluss zu untersuchen. Allerdings ergeben sich dabei unplausibel niedrige Abschlussquoten. In den Bundesländern mit dreizehnjähriger Regelschulzeit erreicht lediglich rund die Hälfte der 1996 17-Jährigen bis 1999 den Abschluss, in den Ländern mit zwölfjähriger Regelschulzeit sind es aufgrund der um ein Jahr längeren Beobachtungszeit im Mikrozen-

---

<sup>41</sup> Für die Ermittlung der Absolventen ergeben sich mit den ab 2005 im Mikrozensus gestellten Fragen zum Schulbesuch in den letzten vier Wochen sowie im letzten Jahr und den Fragen nach dem Jahr des höchsten allgemeinen und beruflichen Abschlusses erheblich bessere Möglichkeiten für die Analyse von Bildungsverläufen.

suspanel 60 Prozent. Selbst bei den räumlich immobilen 17-jährigen Schülern betragen die Abschlussquoten nur rund 60 bzw. 80 Prozent. Der Vergleich räumlich mobiler und mobiler Schüler weist darauf hin, dass die niedrigen Abschlussquoten offenbar nur zum Teil mit Wegzügen nach Erreichen des Abiturs in Verbindung stehen. Darüber hinaus zeigt sich eine stark ausgeprägte Mobilität des Schulbesuchs, wobei Übergänge von der gymnasialen Oberstufe in berufliche Schulen überwiegen.

Um den Gründen für die niedrige Abiturientenquote im Panel nachzugehen, wurden deshalb Ergebnisse von Mikrozensus-Querschnittserhebungen zum Schulbesuch mit der Bildungsstatistik verglichen. Hierbei findet sich im Mikrozensus eine erhebliche Übererfassung der Schüler der gymnasialen Oberstufe um 58 Prozent. Schüler beruflicher Schulen sind dagegen im Mikrozensus um 11 Prozent untererfasst. Die Übererfassung der Oberstufenschüler reduziert sich auf 29 Prozent, wenn bei der Bildungsstatistik zu den Schülern allgemein bildender Schulen auch die Schüler solcher beruflicher Schulen gezählt werden, an denen die Fachhochschulreife oder das Abitur erreicht werden kann. Aus der nach "Umbuchung" der Schüler beruflicher Schulen resultierenden Verringerung der Übererfassung im Bereich der gymnasialen Oberstufe um rund die Hälfte lässt sich schließen, dass der im Mikrozensuspanel niedrige Anteil von Absolventen mit Abitur oder Fachhochschulreife unter den Schülern der gymnasialen Oberstufe zu einem beträchtlichen Teil damit zusammenhängt, dass Schüler der betreffenden beruflichen Schulen – entgegen den Definitionen des Mikrozensus – als Schüler der gymnasialen Oberstufe erfasst sind. Mit dem Panel können erstmals Analysen zur Antwortstabilität der Bildungsangaben und zur Plausibilität von Übergangsmustern durchgeführt werden. Diese weisen ebenfalls darauf hin, dass die Befragten offensichtlich nicht klar zwischen allgemein bildenden Schulen und beruflichen Schulen bzw. den entsprechenden Abschlussarten unterscheiden können.

Aus substanzwissenschaftlicher Sicht schmälern solche Einbußen der Datenqualität die Aussagekraft sowohl von Querschnitts- als auch von Verlaufsanalysen. So ernüchternd diese Ergebnisse auch sind, ist es gleichwohl für jede sachgerechte Datenanalyse wichtig zu wissen, in welcher Weise die Daten systematische Fehler aufweisen. Zugleich bieten sich mit diesen Ergebnissen den statistischen Ämtern Ansatzpunkte für Verbesserungen der Fragebögen, Intervieweranweisungen und der Interviewerschulung.

Für die Beurteilung der Validität der mit dem Mikrozensuspanel ermittelten Absolventenzahlen stellt die eingeschränkte Datenqualität eine nicht zu vernachlässigende Größe dar. Sie beeinflusst auch die Analysen zu der zentralen Frage, in welchem Maße durch den Wegzug

nach dem Abitur selektive Ausfälle vorliegen. Hierzu wurden als statistisches Verfahren log-lineare Pfadmodelle eingesetzt, mit denen die gemeinsame Wahrscheinlichkeit von inhaltlich interessierenden Analysevariablen und dem Ausfall geschätzt werden kann. Solche Modelle erlauben die Untersuchung, in welcher Weise der Ausfall mit den Analysevariablen zusammenhängt.

In Bezug auf die unter inhaltlichen Aspekten interessierenden Zusammenhänge zwischen dem erreichten Bildungsstatus und den soziodemografischen sowie sozioökonomischen Variablen ist für die Gruppe ohne Ausfälle zusammenfassend zu sagen, dass der Bildungsstatus (Besuch der gymnasialen Oberstufe, Abgang von der Oberstufe, Abschluss) – wie aufgrund theoretischer Überlegungen zu erwarten – nur schwach mit den Indikatoren der sozialen Herkunft zusammenhängt. Im Wesentlichen hängt der erreichte Status von der Alterskohorte ab. Der enge Zusammenhang zwischen (Abschluss-) Status und Alter spiegelt auch wider, dass jüngere Schüler häufig die gymnasiale Oberstufe verlassen.

Hinsichtlich der Panelausfälle weist die Variable Stellung im Beruf des Familienvorstands den engsten Zusammenhang mit dem Ausfall auf. Insbesondere Arbeiterkinder fallen überdurchschnittlich häufig aus. Zudem ist in dieser Gruppe die Abiturquote am niedrigsten und Übergänge von der gymnasialen Oberstufe zum Besuch einer beruflichen Schule oder keinem Schulbesuch kommen überdurchschnittlich häufig vor. Dies spricht für die Annahme eines bedingt zufälligen Ausfalls ("missing at random", MAR) in Abhängigkeit von der beruflichen Stellung des Familienvorstands, mit der zugleich die überdurchschnittliche räumliche Mobilität von Arbeiterhaushalten kontrolliert wird. Trifft diese MAR-Annahme zu, können die Panelausfälle durch eine entsprechende Gewichtung ausgeglichen werden. Zusätzlich ergeben sich aber auch statistisch signifikante Zusammenhänge mit dem (nicht beobachteten) Schulbesuch bzw. Abschluss. Die Ausgangshypothese selektiver Ausfälle kann damit nicht zurückgewiesen werden.

Der zur Validierung der Modellbefunde vorgenommene Vergleich der Absolventenzahl allgemein bildender Schulen mit Allgemeiner Hochschulreife des Mikrozensuspanels mit Ergebnissen der Bildungsstatistik zeigt, dass mithilfe der Ausfallgewichtung eine deutlich verbesserte Anpassung der Ergebnisse des Mikrozensuspanels erreicht werden kann.

Zusammenfassend erscheinen somit die durch Panelausfälle bei Verlaufsanalysen entstehenden Selektivitätsprobleme mithilfe von Gewichtungsfaktoren zwar nicht vollständig, aber doch weitgehend korrigierbar. Dies gilt allerdings nur, wenn die oben genannten Abgrenzungsprobleme zum Besuch und Abschluss der gymnasialen Oberstufe ignoriert werden und

die Annahmen der statistischen Modelle zutreffen. Allison erinnert daran, dass statistische Modelle und Korrekturverfahren als Hilfsmittel immer mit Einbußen verbunden sind: „*The only really good solution to the missing data problem is not to have any. So in the design and execution of research projects, it is essential to put great effort into minimizing the occurrence of missing data.*” (Allison 2002: 2-3)

Diese generelle Lösung – auch wenn sie unter den gegebenen Rahmenbedingungen zurzeit nicht umsetzbar erscheint – lässt sich nur durch die Weiterbefragung wegziehender Haushalte und ein entsprechend modifiziertes Stichprobendesign lösen (Müller 2003: 63). Die Selektivitätsprobleme können ansatzweise auch ohne Revision des Stichprobendesigns in zweifacher Weise reduziert werden. Zum einen wäre es hilfreich, bei zugezogenen Haushalten und Personen Angaben zum Status vor dem Zuzug zu erfragen. Zum anderen würde die Weiterbefragung einer Substichprobe der Wegziehenden Angaben zum Status nach dem Umzug liefern. Mit diesen Informationen können erheblich besser statistische Modelle geschätzt und zuverlässigere Ausfallkorrekturen berechnet werden.

## Literatur

- Allison, Paul D.*, 2002: Missing Data. Sage University Papers Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-136. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Avenarius, Hermann, Hartmut Ditton, Hans Döbert, Klaus Klemm, Eckhard Klieme, Matthias Rürup, Heinz-Elmar Tenorth, Horst Weishaupt und Manfred Weiß*, 2003: Bildungsberichterstattung Deutschland: Konzeption. Frankfurt. URL: <http://www.kmk.org/doc/publ/bildungsbericht/Konzeption.pdf>.
- Baker, Stuart G.*, und *Nan M. Laird*, 1988: Regression Analysis for Categorical Variables With Outcome Subject to Nonignorable Nonresponse. *Journal of the American Statistical Association* 83(401): 62-69.
- Baumert, Jürgen, Eckhard Klieme, Michael Neubrand, Manfred Prenzel, Ulrich Schiefele, Wolfgang Schneider, Petra Stanat, Klaus-Jürgen Tillmann und Manfred Weiß* (Hg.): PI-SA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich. Opladen: Leske + Budrich.
- Bellenberg, Gabriele*, 1999: Individuelle Schullaufbahnen. Eine empirische Untersuchung über Bildungsverläufe von der Einschulung bis zum Abschluß. Weinheim: Juventa.
- Blossfeld, Hans-Peter*, und *Yossi Shavit*, 1993: Dauerhafte Ungleichheiten. Zur Veränderung des Einflusses der sozialen Herkunft auf die Bildungschancen in dreizehn industrialisierten Ländern. *Zeitschrift für Pädagogik* 39(1): 25-52.
- Breiholz, Holger*, 2000: Ergebnisse des Mikrozensus 1999. *Wirtschaft und Statistik* (5): 328-336.
- Büchel, Felix*, und *Gernot Weißhuhn*, 1995: Bildungswege und Berufseintritt im Wandel: mittelfristige Entwicklung und sozio-ökonomische Bestimmungsfaktoren der Bildungsnachfrage und der Übergangsmuster zwischen beruflichen Ausbildungsformen in Deutschland. Bielefeld: Bertelsmann.
- Conaway, Mark R.*, 1992: The Analysis of Repeated Categorical Measurements Subject to Nonignorable Nonresponse. *Journal of the American Statistical Association* 87(419): 817-824.
- Conaway, Mark R.*, 1993: Non-ignorable Non-response Models for Time-ordered Categorical Variables. *Applied Statistics* 42(1): 105-115.
- Copeland, Kennon R.*, 2004: Panel survey estimation in the presence of late reporting and nonresponse. Dissertation. College Park, MD: University of Maryland. URL: <https://drum.umd.edu/dspace/bitstream/1903/1762/1/umi-umd-1740.pdf>.
- Cortina, Kai S.*, und *Luitgard Trommer*, 2003: Bildungswege und Bildungsbiographien in der Sekundarstufe I. S. 342-391 in: *Kai S. Cortina, Jürgen Baumert, Achim Leschinsky, Karl Ulrich Mayer und Luitgard Trommer* (Hg.): Das Bildungswesen in der Bundesrepublik Deutschland. Hamburg: Rowohlt.
- Duncan, Greg*, 2000: Using panel studies to understand household behaviour and well-being. S. 54-75 in: *David Rose* (Hg.): *Researching Social and Economic Change*. London: Routledge.
- Erikson, Robert*, und *Jan O. Jonsson*, 1996: The Swedish Context: Educational Reform and Long-term Change in Educational Inequality. S. 65-93 in *diess.* (Hg.): *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*. Boulder: Westview Press.



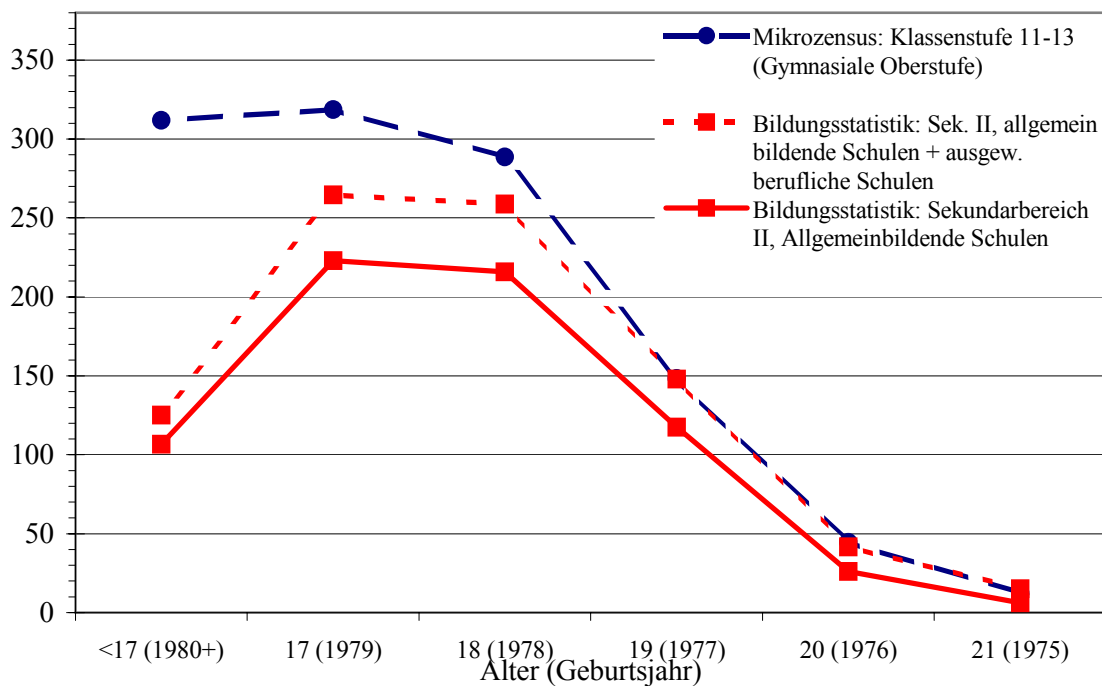
- Fay, Robert E., 1986: Causal Models for Patterns of Nonresponse. *Journal of the American Statistical Association* 81(394): 354-365.
- Gangl, Markus, und Walter Müller, 1999: Germany. S. 50-95 in: *Damian F. Hannan, Emer Smyth, Selina McCoy et al.: A Comparative Analysis of Transitions from Education to Work in Europe (CATEWE). Volume 2: Country Reports - France, Germany, Ireland, The Netherlands, Scotland, Portugal.* ESRI Working Paper No. 118(b). Dublin: Economic and Social Research Institute. URL: <http://www.mzes.uni-mannheim.de/projekte/catewe/papers/vol2.zip>.
- Heidenreich, Hans-Joachim, 2002: Längsschnittdaten aus dem Mikrozensus: Basis für neue Analysemöglichkeiten. *Allgemeines Statistisches Archiv* 86(2): 213-231.
- Hensher, David A., und Lester W. Johnson, 1981: *Applied Discrete-Choice Modelling*. London: Croom Helm/New York: Wiley.
- Henz, Ursula, und Ineke Maas, 1995: Chancengleichheit durch die Bildungsexpansion? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 47(4): 605-633.
- Herberger, Lothar, 1973: Praktische Erfahrungen mit Verlaufsstatistiken. *Allgemeines Statistisches Archiv* 57: 54-76.
- Herter-Eschweiler, Robert, 2003: Längsschnittdaten aus dem Mikrozensus. Basis für neue Analysemöglichkeiten. Bonn: Statistisches Bundesamt (unveröffentlichtes Manuskript).
- KMK [Sekretariat der Ständigen Konferenz der Kultusminister der Länder in der Bundesrepublik Deutschland], 2001: Grundstruktur des Bildungswesens in der Bundesrepublik Deutschland. Diagramm 1999 für Faltblatt, Sonderdruck und Download. Bonn. URL: <http://www.kmk.org/schul/home.htm> - .../doku/ddiagr.doc.
- KMK, 2003: Das Bildungswesen in der Bundesrepublik Deutschland 2002. Bonn. URL: [http://www.kmk.org/dossier/dossier\\_2002/dossier\\_2002\\_dt\\_ebook.pdf](http://www.kmk.org/dossier/dossier_2002/dossier_2002_dt_ebook.pdf).
- Little, Roderick J.A., 1985: Nonresponse Adjustments in Longitudinal Surveys: Models for Categorical Data. *Bulletin of the International Statistical Institute* 15: 1-15.
- Little, Roderick J. A., 1993: Pattern-mixture models for multivariate incomplete data. *Journal of the American Statistical Association* 88(125):134, 1993.
- Little, Roderick J.A., und Donald B. Rubin, 2002: *Statistical Analysis with Missing Data*. 2. Auflage. New York: Wiley.
- Meyer, Kurt, 1994: Zum Auswahlplan des Mikrozensus ab 1990. S. 106-111 in: *Siegfried Gabler, Jürgen H.P. Hoffmeyer-Zlotnik und Dagmar Krebs (Hg.): Gewichtung in der Umfragepraxis*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Müller, Walter, 2003: Nutzung vorhandener statistischer Daten. S. 57-67 in: *Statistisches Bundesamt (Hg.): Flexibilisierung der amtlichen Statistik*. Forum der Bundesstatistik, 40. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Müller, Walter, und Dietmar Haun, 1994: Bildungsungleichheit im sozialen Wandel. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 46(1): 1-42.
- Pötzsch, Ina, 1982: Das Bildungsschicksal von qualifizierten Haupt- und Realschülern in der neugestalteten gymnasialen Oberstufe - ein Vergleich mit grundständigen Gymnasiasten. Dissertation. Erziehungswissenschaftliche Fakultät der Universität zu Köln.
- Porst, Rolf, und Klaus Zeifang, 1987: A Description of the German General Social Survey Test-Retest Study and a Report on the Stabilities of the Sociodemographic Variables. *Sociological Methods & Research* 15(3): 177-218.

- Reimer, Maike*, 2004: Collecting event history data about work careers retrospectively: Mistakes that occur and ways to prevent them. Arbeitspapier Nr. 1 des Projekts "Kognition und Kommunikation bei der Längsschnittdatenerhebung". Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung.
- Reinberg, Alexander*, und *Markus Hummel*, 2002: Die Bildungsgesamtrechnung des IAB. S. 491-506 in: *Gerhard Kleinhenz* (Hg.): IAB-Kompodium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, BeitrAB 250. Nürnberg: BA.
- Rendtel, Ulrich*, 1995: Lebenslagen im Wandel: Panelausfälle und Panelrepräsentativität. Frankfurt: Campus.
- Rendtel, Ulrich*, und *Bernhard Schimpl-Neimanns*, 2001: Die Berechnung der Varianz von Populationsschätzern im Scientific Use File des Mikrozensus ab 1996. ZUMA-Nachrichten 48: 85-116.
- Schafer, Joseph L.*, 1997: Analysis of Incomplete Multivariate Data. London: Chapman & Hall.
- Schimpl-Neimanns, Bernhard*, 2000: Soziale Herkunft und Bildungsbeteiligung. Empirische Analysen zu herkunftsspezifischen Bildungsungleichheiten zwischen 1950 und 1989. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 52(4): 636-669.
- Schmidt, Claudia*, und *Horst Weishaupt*, 2004: Projektbericht "Dokumentation der Längsschnittforschung im Bildungsbereich". Erfurt. URL: [http://www.za.uni-koeln.de/data/add\\_studies/kat56/l%E4ngsschnittforschung\\_bildungsbereich/Projektbericht\\_L%E4ngsschnittforschung\\_Bildungsbereich.pdf](http://www.za.uni-koeln.de/data/add_studies/kat56/l%E4ngsschnittforschung_bildungsbereich/Projektbericht_L%E4ngsschnittforschung_Bildungsbereich.pdf).
- Skinner, Chris*, 2000: Dealing with measurement error in panel analysis. S. 113-125 in: *David Rose* (Hg.): Researching Social and Economic Change. London: Routledge.
- Statistisches Bundesamt*, 1996: Fachserie 11 Bildung und Kultur, Reihe 1 Allgemeinbildende Schulen. Schuljahr 1995/96. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Statistisches Bundesamt*, 1997a: Arbeitsunterlage Allgemeinbildende Schulen Schuljahr 1996-97. Ergänzende Tabellen zur Fachserie 11 Bildung und Kultur, Reihe 1 - Allgemeinbildende Schulen. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt*, 1997b: Arbeitsunterlage Berufliche Schulen 1995/96. Ergänzende Tabellen zur Fachserie 11 Bildung und Kultur, Reihe 2 - Berufliche Schulen Schuljahr 1995/96. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt*, 1998a: Allgemeinbildende Schulen, Schuljahr 1997/98, Ergänzende Tabellen zur Fachserie 11 Bildung und Kultur, Reihe 1 – Allgemeinbildende Schulen, Arbeitsunterlage. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Statistisches Bundesamt*, 1998b: Berufliche Schulen 1996/97, Ergänzende Tabellen zur Fachserie 11 Bildung und Kultur, Reihe 2 – Berufliche Schulen Schuljahr 1996/97, Arbeitsunterlage. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Statistisches Bundesamt*, 1999a: Zum Auswahlplan des Mikrozensus ab 1990. S. E2 49-54 in: Arbeitsunterlagen zum Mikrozensus. Das Erhebungsprogramm des Mikrozensus seit 1957 (Loseblattsammlung). Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt*, 1999b: Berufliche Schulen 1998/99. Ergänzende Tabellen zur Fachserie 11 Bildung und Kultur, Reihe 2 - Berufliche Schulen Schuljahr 1998/99. Arbeitsunterlage. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.

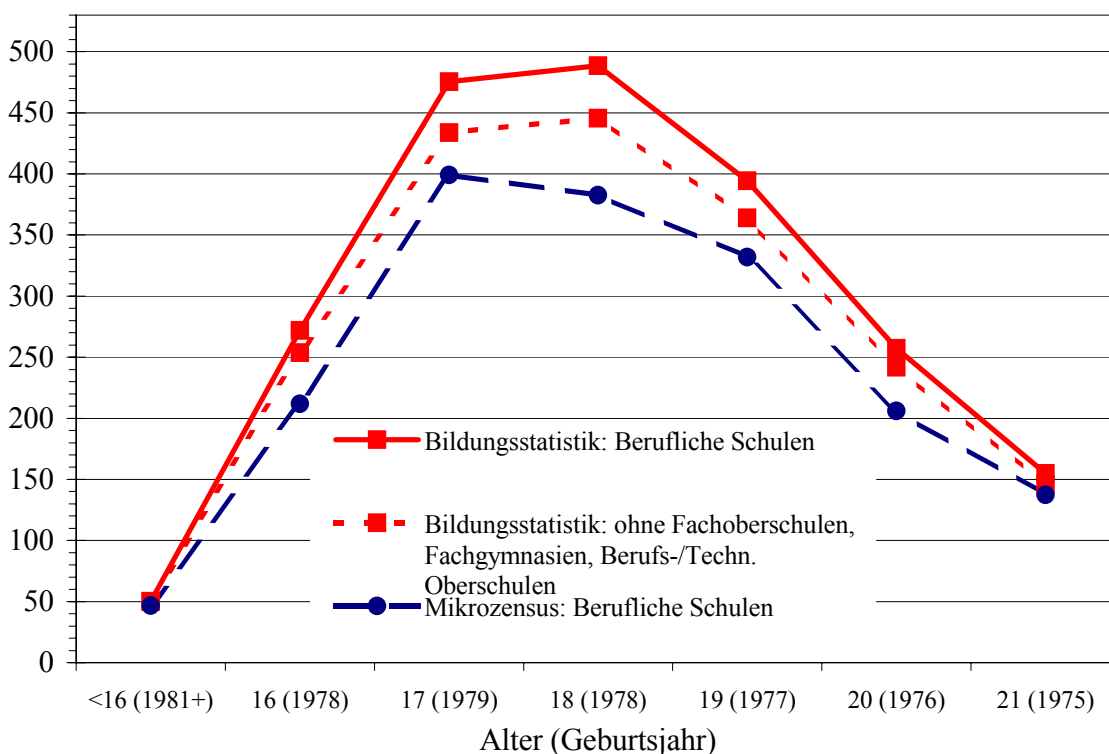
- Statistisches Bundesamt*, 1999c: Allgemeinbildende Schulen, Schuljahr 1998/99, Ergänzende Tabellen zur Fachserie 11 Bildung und Kultur, Reihe 1 – Allgemeinbildende Schulen, Arbeitsunterlage. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Stolzenberg, Ross M.*, und *Daniel A. Relles*, 1997: Tools for Intuition about Sample Selection Bias and its Correction. *American Sociological Review* 62(3): 494-507.
- Toutenburg, Helge, Christian Heumann* und *Thomas Nittner*, 2004: Statistische Methoden bei unvollständigen Daten. Discussion Paper 380. München: Ludwig-Maximilians-Universität. URL: <http://www.stat.uni-muenchen.de/sfb386/papers/dsp/paper380.ps>.
- Vermunt, Jeroen*, 1997a: Log-linear models for event histories. *Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences*; 8. Thousand Oaks: Sage.
- Vermunt, Jeroen*, 1997b: LEM: A general program for the analysis of categorical data. Tilburg University.
- Weishaupt, Horst*, und *Detlef Fickermann*, 2001: Informationelle Infrastruktur im Bereich Bildung und Kultur. Expertise für die Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur zwischen Wissenschaft und Statistik. In: *Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur zwischen Wissenschaft und Statistik* (Hg.), 2001: Wege zu einer besseren informationellen Infrastruktur. Baden-Baden: Nomos. [CD-ROM Beilage zur Buchausgabe]
- Weißhuhn, Gernot*, 2001: Gutachten zur Bildung in Deutschland. Hrsg. v. Bundesministerium für Bildung und Forschung. Bonn: BMBF Publik. URL: [http://www.bmbf.de/pub/gutachten\\_zur\\_bildung\\_in\\_deutschland.pdf](http://www.bmbf.de/pub/gutachten_zur_bildung_in_deutschland.pdf).
- Winship, Christopher, Robert D. Mare* und *John Robert Warren*, 2002: Latent Class Models for Contingency Tables with Missing Data. S. 408-432 in: *Jacques A. Hagenaars* und *Allan L. McCutcheon* (Hg.): *Applied Latent Class Analysis*. Cambridge, NY: Cambridge University Press.
- Wooldridge, Jeffrey M.*, 2002: *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.

## **Anhang**

**Abbildung A1: Besucher der gymnasialen Oberstufe in der Bildungsstatistik (Schuljahr 1996/97) und im Mikrozensus 1997 (in 1.000)**



**Abbildung A2: Besucher beruflicher Schulen in der Bildungsstatistik (Schuljahr 1996/97) und im Mikrozensus 1997 (in 1.000)**

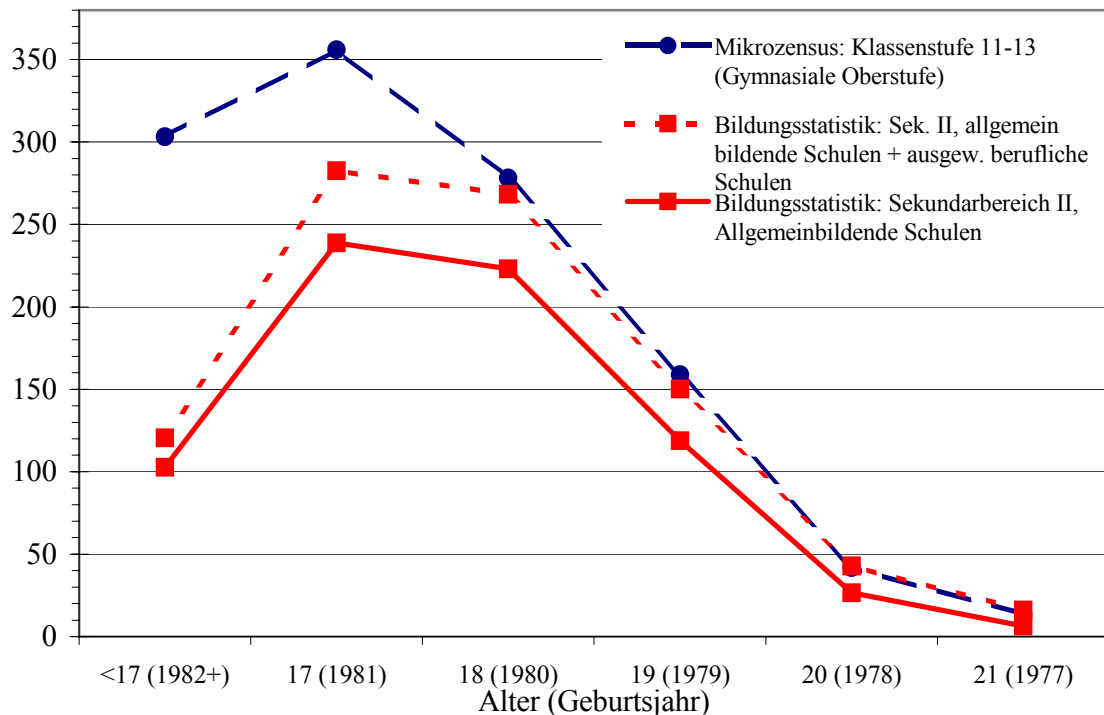


Quellen zu Abb. A1 und A2:

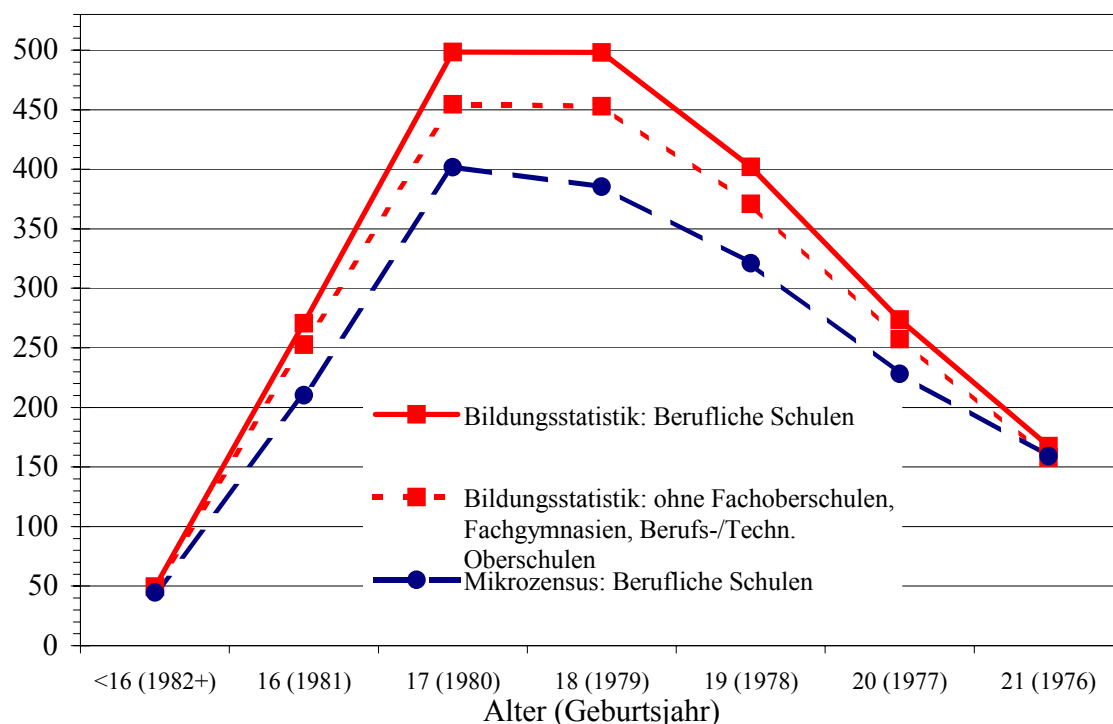
Bildungsstatistik. Gymnasiale Oberstufe allgemein bildender Schulen: Statistisches Bundesamt 1997a: 24, 26-27. Berufliche Schulen: Statistisches Bundesamt 1998b: 16.

Mikrozensus 1997 (faktisch anonymisierte 70 %-Substichprobe), Bevölkerung am Ort der Hauptwohnung; hochgerechnete, an die Bevölkerungsfortschreibung angepasste Fallzahlen; eigene Berechnungen.

**Abbildung A3: Besucher der gymnasialen Oberstufe in der Bildungsstatistik (Schuljahr 1997/98) und im Mikrozensus 1998 (in 1.000)**



**Abbildung A4: Besucher beruflicher Schulen in der Bildungsstatistik (Schuljahr 1997/98) und im Mikrozensus 1998 (in 1.000)**

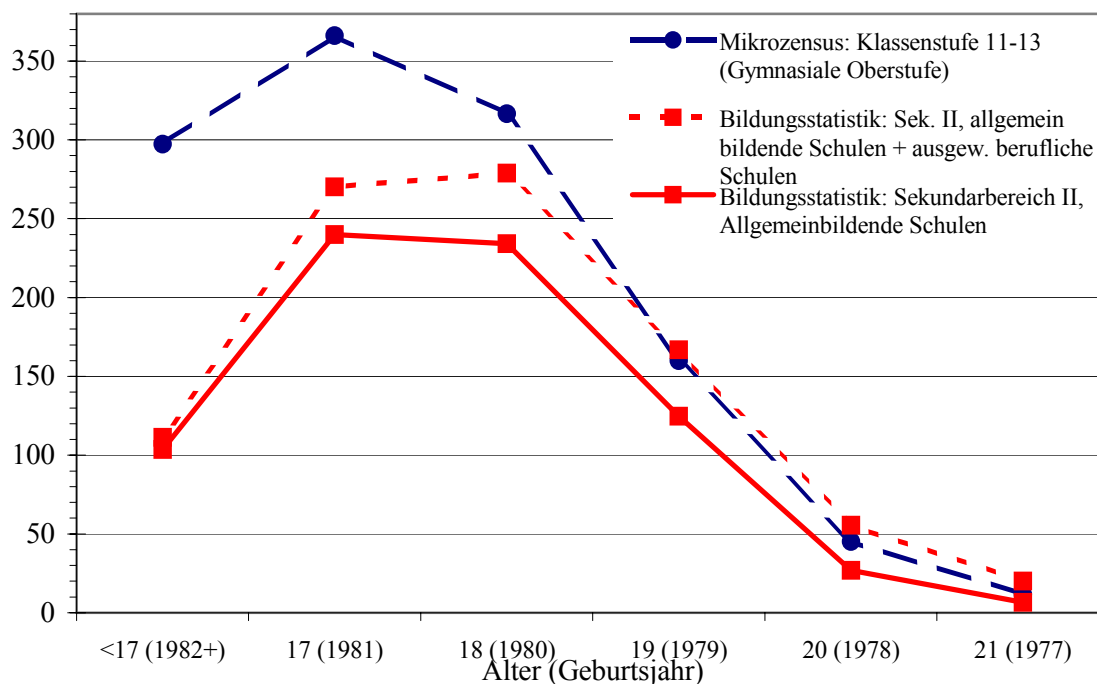


Quellen zu Abb. A3 und A4:

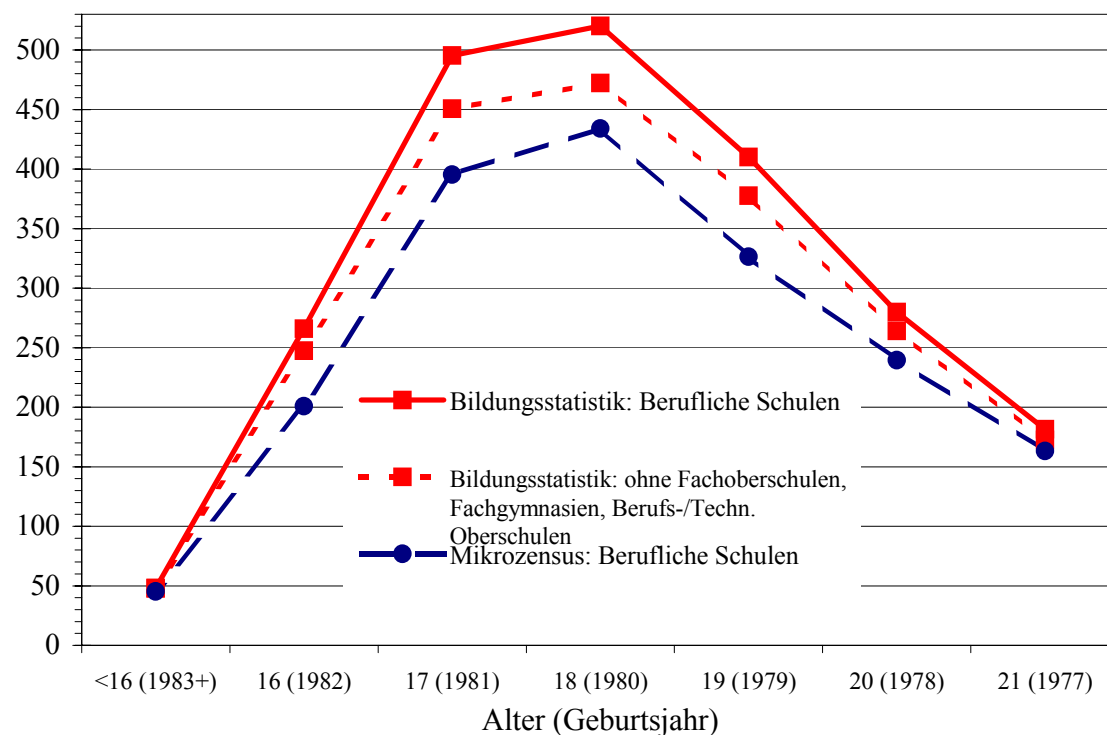
Bildungsstatistik. Gymnasiale Oberstufe allgemein bildender Schulen: Statistisches Bundesamt 1998a: 24, 28-29. Berufliche Schulen: Statistisches Bundesamt 1999b: 16.

Mikrozensus 1998 (faktisch anonymisierte 70 %-Substichprobe), Bevölkerung am Ort der Hauptwohnung; hochgerechnete, an die Bevölkerungsfortschreibung angepasste Fallzahlen; eigene Berechnungen.

**Abbildung A5: Besucher der gymnasialen Oberstufe in der Bildungsstatistik (Schuljahr 1998/99) und im Mikrozensus 1999 (in 1.000)**



**Abbildung A6: Besucher beruflicher Schulen in der Bildungsstatistik (Schuljahr 1998/99) und im Mikrozensus 1999 (in 1.000)**



Quellen zu Abb. A5 und A6:

Bildungsstatistik. Gymnasiale Oberstufe allgemein bildender Schulen: Statistisches Bundesamt 1999c: 24, 32-33. Berufliche Schulen: Statistisches Bundesamt 1999b: 14.

Mikrozensus 1999 (faktisch anonymisierte 70 %-Substichprobe), Bevölkerung am Ort der Hauptwohnung; hochgerechnete, an die Bevölkerungsfortschreibung angepasste Fallzahlen; eigene Berechnungen.

**Tabelle A1: Besucher allgemein bildender Schulen der Sekundarstufe II nach Klassenstufe und Schuljahr sowie Absolventen allgemein bildender Schulen mit Allgemeiner Hochschulreife und Fachhochschulreife**

	1995/96	1996/97	1997/98	1998/99
<b>Bundesländer mit dreizehnjähriger Regelschulzeit</b>				
<b>Schulbesucher (in 1.000)</b>				
11. Klasse	208,1	219,4	227,8	229,9
12. Klasse	196,2	196,7	208,3	214,2
13. Klasse	180,6	184,6	184,6	194,4
<b>Übergangsquote: Schulbesuchungsverhältnis im Vergleich zum (zu den) Vorjahr(en)</b>				
12. / 11. Klasse		0,95	0,95	0,94
13. / 12. Klasse		0,94	0,94	0,93
13. / 11. Klasse			0,89	0,89
<b>Schulentlassene (in 1.000)</b>	173,9	178,1	178,6	188,4
<b>Absolventenquote im Vergleich zur ...</b>				
Klasse 13 im gleichen Jahr	0,96	0,96	0,97	0,97
Klasse 12 ein Jahr davor		0,91	0,91	0,90
Klasse 11 zwei Jahre davor			0,86	0,86
<b>Bundesländer mit zwölfjähriger Regelschulzeit</b>				
<b>Schulbesucher (in 1.000)</b>				
11. Klasse	45,5	45,3	46,5	47,2
12. Klasse	44,2	44,5	44,1	44,9
13. Klasse	0,1	0,1	0,1	0,2
<b>Übergangsquote: Schulbesuchungsverhältnis im Vergleich zum Vorjahr</b>				
12. / 11. Klasse		0,98	0,98	0,97
<b>Schulentlassene (in 1.000)</b>	41,6	41,9	41,3	41,7
<b>Absolventenquote im Vergleich zu(r) ...</b>				
Klassen 12+13 im gleichen Jahr	0,94	0,94	0,93	0,93
Klasse 11 ein Jahr davor		0,92	0,91	0,90

**Quellen:** Statistisches Bundesamt: Arbeitsunterlage Allgemeinbildende Schulen, verschiedene Jahre; eigene Berechnungen.

Bundesländer mit 13-jähriger Regelschulzeit: Westdeutschland einschl. Berlin und Brandenburg

Bundesländer mit 12-jähriger Regelschulzeit: Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt, Thüringen

Schulbesucher: ohne Sonderschulen, Abendgymnasien und Kollegs

Entlassene: ohne externe Abschlüsse; Entlassungsjahr = Ende des Schuljahres



**Tabelle A2: Regressionskoeffizienten und Standardfehler der log-linearen Pfadmodelle zum Ausfall und Status 1997-1998 der 16- bis 19-jährigen Besucher der gymnasialen Oberstufe 1996 (Logit-Spezifikation)**

<b>Variablen</b>	<b>Modell 1 (MCAR)</b>	<b>8 (MAR)</b>	<b>12 (NINR)</b>	<b>13 (NINR)</b>
<b>Strukturmodell</b>				
<b>Übergang 1996/97</b>				
Y <sub>97</sub> =ABG, Y <sub>96</sub> =GYO	-1,7025 * (0,2241)	-1,7025 * (0,2241)	-1,6267 * (0,2251)	-1,6161 * (0,2271)
Y <sub>97</sub> =ABI, Y <sub>96</sub> =GYO	-3,8180 * (0,4705)	-3,8180 * (0,4705)	-3,8040 * (0,4708)	-3,8075 * (0,4714)
Y <sub>97</sub> =ABG, K=17	-0,3501 (0,2450)	-0,3501 (0,2450)	-0,3591 (0,2439)	-0,3501 (0,2444)
Y <sub>97</sub> =ABG, K=18-19	-0,4691 (0,2504)	-0,4691 (0,2504)	-0,4302 (0,2500)	-0,4374 * (0,2530)
Y <sub>97</sub> =ABI, K=17	0,8459 (0,5078)	0,8459 (0,5078)	0,8416 (0,5078)	0,8473 (0,5080)
Y <sub>97</sub> =ABI, K=18-19	3,3439 * (0,4662)	3,3439 * (0,4662)	3,3481 * (0,4663)	3,3381 * (0,4667)
Y <sub>97</sub> =ABG, L=Ost	-0,2029 (0,2765)	-0,2029 (0,2765)	-0,2050 (0,2747)	-0,2139 (0,2752)
Y <sub>97</sub> =ABI, L=Ost	0,9658 * (0,2333)	0,9658 * (0,2333)	0,9732 * (0,2333)	0,9716 * (0,2336)
Y <sub>97</sub> =ABG, S=NET	0,4096 (0,3334)	0,4096 (0,3334)	0,4478 (0,3305)	0,4380 (0,3305)
Y <sub>97</sub> =ABG, S=ARB	0,8993 * (0,2351)	0,8993 * (0,2351)	0,9412 * (0,2340)	0,9240 * (0,2341)
Y <sub>97</sub> =ABG, S=SEL	-0,3969 (0,3411)	-0,3969 (0,3411)	-0,4595 (0,3410)	-0,4695 (0,3414)
Y <sub>97</sub> =ABG, S=BEA	-1,1233 * (0,4471)	-1,1233 * (0,4471)	-1,1322 * (0,4457)	-1,1311 * (0,4453)
Y <sub>97</sub> =ABI, S=NET	-0,0211 (0,2773)	-0,0211 (0,2773)	-0,0153 (0,2778)	-0,0179 (0,2776)
Y <sub>97</sub> =ABI, S=ARB	-0,0057 (0,2282)	-0,0057 (0,2282)	-0,0029 (0,2288)	(-0,0315)
Y <sub>97</sub> =ABI, S=SEL	-0,1379 (0,2461)	-0,1379 (0,2461)	-0,1468 (0,2460)	-0,1443 (0,2462)
Y <sub>97</sub> =ABI, S=BEA	-0,1124 (0,2421)	-0,1124 (0,2421)	-0,1147 (0,2420)	-0,1132 (0,2422)
<b>Übergang 1997/98</b>				
Y <sub>98</sub> =ABG, Y <sub>97</sub> =GYO	-2,4561 * (0,3497)	-2,4561 * (0,3497)	-2,4169 * (0,3505)	-2,2360 * (0,3581)
Y <sub>98</sub> =ABI, Y <sub>97</sub> =GYO	-3,3004 * (0,3621)	-3,3004 * (0,3621)	-3,2936 * (0,3628)	-3,2632 * (0,3679)

Variablen	Modell			
	1 (MCAR)	8 (MAR)	12 (NINR)	13 (NINR)
Y <sub>98</sub> =ABG, K=17	-0,7127 (0,3871)	-0,7127 (0,3871)	-0,7177 (0,3868)	-0,6730 (0,3811)
Y <sub>98</sub> =ABG, K=18-19	0,4720 (0,4156)	0,4720 (0,4156)	0,4852 (0,4157)	0,5646 (0,4171)
Y <sub>98</sub> =ABI, K=17	1,6175 * (0,3464)	1,6175 * (0,3464)	1,6179 * (0,3464)	1,6404 * (0,3470)
Y <sub>98</sub> =ABI, K=18-19	4,3331 * (0,3711)	4,3331 * (0,3711)	4,3375 * (0,3713)	4,3767 * (0,3724)
Y <sub>98</sub> =ABG, L=Ost	0,5704 (0,4548)	0,5704 (0,4548)	0,5764 (0,4542)	0,5872 (0,4450)
Y <sub>98</sub> =ABI, L=Ost	2,2227 * (0,2940)	2,2227 * (0,2940)	2,2250 * (0,2940)	2,2446 * (0,2935)
Y <sub>98</sub> =ABG, S=NET	0,8153 (0,5308)	0,8153 (0,5308)	0,8502 (0,5317)	0,9946 (0,5227)
Y <sub>98</sub> =ABG, S=ARB	1,0832 * (0,3957)	1,0832 * (0,3957)	1,0986 * (0,3955)	1,1413 * (0,3873)
Y <sub>98</sub> =ABG, S=SEL	-0,2385 (0,5877)	-0,2385 (0,5877)	-0,2612 (0,5878)	-0,3789 (0,5848)
Y <sub>98</sub> =ABG, S=BEA	-0,5081 (0,6554)	-0,5081 (0,6554)	-0,5054 (0,6554)	-0,5073 (0,6503)
Y <sub>98</sub> =ABI, S=NET	-0,1768 (0,3561)	-0,1768 (0,3561)	-0,1694 (0,3567)	-0,1305 (0,3590)
Y <sub>98</sub> =ABI, S=ARB	-0,2310 (0,2784)	-0,2310 (0,2784)	-0,2296 (0,2784)	-0,2340 (0,2778)
Y <sub>98</sub> =ABI, S=SEL	0,5047 (0,2758)	0,5047 (0,2758)	0,4990 (0,2764)	0,4596 (0,2801)
Y <sub>98</sub> =ABI, S=BEA	0,4085 (0,2854)	0,4085 (0,2854)	0,4089 (0,2852)	0,4096 (0,2835)
<b>Übergang 1998/99</b>				
Y <sub>99</sub> =ABG, Y <sub>98</sub> =GYO	-1,8450 * (0,4071)	-1,8450 * (0,4071)	-1,8449 * (0,4070)	-1,8550 * (0,4224)
Y <sub>99</sub> =ABI, Y <sub>98</sub> =GYO	-0,3615 (0,2478)	-0,3615 (0,2478)	-0,3615 (0,2478)	-0,4243 (0,2692)
Y <sub>99</sub> =ABG, K=17	1,3090 * (0,4483)	1,3090 * (0,4483)	1,3090 * (0,4483)	1,3071 * (0,4510)
Y <sub>99</sub> =ABG, K=18-19	2,2664 * (0,6023)	2,2664 * (0,6023)	2,2663 * (0,6022)	2,2625 * (0,6034)
Y <sub>99</sub> =ABI, K=17	1,8844 * (0,2811)	1,8844 * (0,2811)	1,8844 * (0,2810)	1,8587 * (0,2862)
Y <sub>99</sub> =ABI, K=18-19	2,2928 * (0,4585)	2,2928 * (0,4585)	2,2928 * (0,4585)	2,2706 * (0,4607)
Y <sub>99</sub> =ABG, L=Ost	0,6484 (0,7426)	0,6484 (0,7426)	0,6484 (0,7426)	0,6522 (0,7445)

<b>Variablen</b>	<b>Modell</b>			
	<b>1 (MCAR)</b>	<b>8 (MAR)</b>	<b>12 (NINR)</b>	<b>13 (NINR)</b>
Y <sub>99</sub> =ABI, L=Ost	1,1687 * (0,4736)	1,1687 * (0,4736)	1,1687 * (0,4736)	1,1541 * (0,4758)
Y <sub>99</sub> =ABG, S=NET	0,0754 (0,7046)	0,0754 (0,7046)	0,0754 (0,7046)	0,0648 (0,7046)
Y <sub>99</sub> =ABG, S=ARB	-0,3042 (0,5771)	-0,3042 (0,5771)	-0,3042 (0,5771)	-0,3049 (0,5809)
Y <sub>99</sub> =ABG, S=SEL	-0,1204 (0,5486)	-0,1204 (0,5486)	-0,1204 (0,5486)	-0,1188 (0,5517)
Y <sub>99</sub> =ABG, S=BEA	-0,0379 (0,5725)	-0,0379 (0,5725)	-0,0379 (0,5725)	-0,0290 (0,5771)
Y <sub>99</sub> =ABI, S=NET	-0,1476 (0,4987)	-0,1476 (0,4987)	-0,1476 (0,4987)	-0,1510 (0,4967)
Y <sub>99</sub> =ABI, S=ARB	-0,5273 (0,3839)	-0,5273 (0,3839)	-0,5273 (0,3839)	-0,5578 (0,3870)
Y <sub>99</sub> =ABI, S=SEL	-0,3937 (0,3716)	-0,3937 (0,3716)	-0,3937 (0,3716)	-0,3571 (0,3763)
Y <sub>99</sub> =ABI, S=BEA	0,1636 (0,3644)	0,1636 (0,3644)	0,1636 (0,3644)	0,2063 (0,3717)
<b>Ausfallmodell</b>				
<b>Übergang 1996/97</b>				
R <sub>97</sub> =AUS	-0,1807 (0,1348)	0,1496 (0,4125)	0,1258 (0,4118)	0,1200 (0,4130)
R <sub>97</sub> =AUS, K=17		-0,6542 (0,4617)	-0,6439 (0,4624)	-0,6548 (0,4634)
R <sub>97</sub> =AUS, K=18-19		-0,4181 (0,4106)	-0,3946 (0,4110)	-0,3878 (0,4129)
R <sub>97</sub> =AUS, L=Ost		-0,4328 (0,3530)	-0,4120 (0,3526)	-0,4034 (0,3538)
R <sub>97</sub> =AUS, S=NET		-0,0542 (0,4174)	-0,0418 (0,4178)	-0,0377 (0,4179)
R <sub>97</sub> =AUS, S=ARB		1,0795 * (0,3672)	1,0756 * (0,3672)	1,0807 * (0,3675)
R <sub>97</sub> =AUS, S=SEL		-0,3410 (0,5890)	-0,3331 (0,5892)	-0,3258 (0,5894)
R <sub>97</sub> =AUS, S=BEA		-0,3501 (0,4327)	-0,3414 (0,4326)	-0,3395 (0,4323)
<b>Übergang 1997/98</b>				
R <sub>98</sub> =AUS	-0,1809 (0,1231)	-0,3193 (0,3954)	-0,5092 (0,4066)	-0,8663 (0,5064)
R <sub>98</sub> =AUS, K=17		-0,0364 (0,4254)	0,0009 (0,4277)	0,0062 (0,4449)
R <sub>98</sub> =AUS, K=18-19		0,2945 (0,3979)	0,3148 (0,4144)	0,1652 (0,5236)

<b>Variablen</b>	<b>Modell 1 (MCAR)</b>	<b>8 (MAR)</b>	<b>12 (NINR)</b>	<b>13 (NINR)</b>
R <sub>98</sub> =AUS, L=Ost		0,2686 (0,3147)	0,2736 (0,3195)	0,2095 (0,3399)
R <sub>98</sub> =AUS, S=NET		0,4505 (0,3982)	0,4103 (0,4003)	0,3556 (0,4049)
R <sub>98</sub> =AUS, S=ARB		-0,7013 * (0,3488)	-0,8007 * (0,3540)	-0,8909 * (0,3623)
R <sub>98</sub> =AUS, S=SEL		-0,5313 (0,4353)	-0,5128 (0,4366)	-0,5140 (0,4381)
R <sub>98</sub> =AUS, S=BEA		0,4835 (0,3913)	0,5488 (0,3930)	0,5665 (0,3958)
R <sub>98</sub> =AUS, Y <sub>97</sub> =ABG			0,8049 * (0,3418)	
R <sub>98</sub> =AUS, Y <sub>97</sub> =ABI			0,2423 (0,2593)	
R <sub>98</sub> =AUS, Y <sub>98</sub> =ABG				1,3819 * (0,5967)
R <sub>98</sub> =AUS, Y <sub>98</sub> =ABI				0,6745 (0,6346)
<b>Übergang 1998/99</b>				
R <sub>99</sub> =AUS	-1,8713 * (0,0892)	-2,4306 * (0,2685)	-2,5339 * (0,2820)	-2,2877 * (0,4617)
R <sub>99</sub> =AUS, K=17		0,4849 (0,2868)	0,5119 (0,2909)	0,6219 (0,3448)
R <sub>99</sub> =AUS, K=18-19		0,6415 * (0,2722)	0,6519 * (0,3141)	0,8491 * (0,3935)
R <sub>99</sub> =AUS, L=Ost		0,4637 * (0,2333)	0,4640 (0,2414)	0,5262 * (0,2467)
R <sub>99</sub> =AUS, S=NET		0,0857 (0,3231)	0,0644 (0,3243)	0,0575 (0,3246)
R <sub>99</sub> =AUS, S=ARB		0,2696 (0,2306)	0,2158 (0,2347)	0,2097 (0,2363)
R <sub>99</sub> =AUS, S=SEL		-0,1995 (0,2824)	-0,1913 (0,2828)	-0,1974 (0,2831)
R <sub>99</sub> =AUS, S=BEA		-0,3496 (0,3077)	-0,3264 (0,3085)	-0,3211 (0,3089)
R <sub>99</sub> =AUS, Y <sub>98</sub> =ABG			0,3866 (0,2828)	
R <sub>99</sub> =AUS, Y <sub>98</sub> =ABI			0,0834 (0,2378)	
R <sub>99</sub> =AUS, Y <sub>99</sub> =ABG				-0,0522 (0,6248)
R <sub>99</sub> =AUS, Y <sub>99</sub> =ABI				-0,3990 (0,6761)

Variablen	Modell			
	1 (MCAR)	8 (MAR)	12 (NINR)	13 (NINR)
Log-Likelihood	-5.426,92	-5.391,75	-5.384,22	-5.383,96
Parameter Gesamtmodell	80	101	105	105
Pseudo-R <sup>2</sup> Strukturmodell				
Übergang 1996/97	0,1467	0,1467	0,1471	0,1453
Übergang 1997/98	0,5598	0,5598	0,5672	0,5538
Übergang 1998/99	0,6235	0,6235	0,6343	0,6451
Pseudo-R <sup>2</sup> Ausfallmodell		0,0299	0,0411	0,0512
Stichprobengröße	1.309			
Ausfälle (kumuliert) in %				
Übergang 1996/97	7,7			
Übergang 1997/98	17,0			
Übergang 1998/99	28,0			

\* Signifikant mit  $p < 0,05$

Variablen (0 = Referenzkategorie)

- Y<sub>t</sub> Status  
 GYO Besuch der gymnasialen Oberstufe (0)  
 ABG Abgang (Berufliche Schule, kein Schulbesuch);  
 ABI Abschluss (Allg. und Fachgeb. Hochschulreife incl. Fachhochschulreife, FH-/Hochschulbesuch)
- R<sub>t</sub> Responseindikator  
 kein Ausfall (0)  
 AUS Ausfall
- K Alterskohorte zum Zeitpunkt 1996  
 16 Jahre (0)  
 17 Jahre  
 18-19 Jahre
- L Bundesland/Regelschulzeit  
 WEST 13 Jahre: Westdeutschland incl. Berlin und Brandenburg (0)  
 OST 12 Jahre: Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt, Thüringen
- S Stellung im Beruf des Familienvorstands  
 NET Nichterwerbstätige  
 ARB Arbeiter  
 SEL Selbstständige incl. Mithelfende Familienangehörige  
 BEA Beamte  
 ANG Angestellte (0)